



TESIS SS14 2501

***BAYESIAN REVERSIBLE JUMP MARKOV CHAIN
MONTE CARLO (RJMCMC) UNTUK PEMODELAN
MIXTURE SURVIVAL***

**(Studi Kasus: Lama Pernikahan Para Pihak yang
Mendaftarkan Gugatan Perceraian di Pengadilan Agama
Kabupaten Malang Tahun 2014)**

**NAJIHATUR REJKI
NRP. 1313 201 032**

**DOSEN PEMBIMBING
Prof. Drs. Nur Iriawan, M.lkomp., Ph.D.**

**PROGRAM MAGISTER
JURUSAN STATISTIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA
2015**



TESIS SS14 2501

BAYESIAN REVERSIBLE JUMP MARKOV CHAIN MONTE CARLO (RJMCMC) FOR MODELLING MIXTURE SURVIVAL

**(Case Studies: Long Marriage of The Parties that
Registers a Lawsuit Divorces in The Religious Court
Kabupaten Malang Year 2014)**

**NAJIHATUR REJKI
NRP. 1313 201 032**

**SUPERVISOR
Prof. Drs. Nur Iriawan, M.lkomp., Ph.D.**

**PROGRAM OF MAGISTER
DEPARTMENT OF STATISTIC
FACULTY OF MATHEMATICS AND NATURAL SCIENCES
SEPULUH NOPEMBER INSTITUTE OF TECHNOLOGY
SURABAYA
2015**

**BAYESIAN REVERSIBLE JUMP MARKOV CHAIN MONTE CARLO
(RJCMCMC) UNTUK PEMODELAN MIXTURE SURVIVAL**
(Studi Kasus: Lama Pernikahan Para Pihak yang Mendaftarkan Gugatan
Perceraian di Pengadilan Agama Kabupaten Malang Tahun 2014)

Tesis disusun untuk memenuhi salah satu syarat memperoleh gelar
Magister Sains (M.Si)


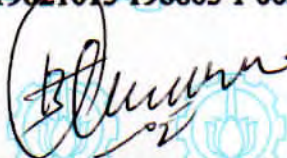

di
Institut Teknologi Sepuluh Nopember

Oleh :

NAJIHATUR REJKI
NRP. 1313201032

Tanggal Ujian : 10 Juni 2015
Periode Wisuda : September 2015

Disetujui Oleh :

1. 
Prof. Drs. Nur Iriawan, M.Ikom, Ph.D. (Pembimbing)
NIP. 19621015 198803 1 002
2. 
Prof. Dr. I Nyoman Budiantara, M.Si. (Penguji)
NIP. 19650603 198903 1 003
3. 
Dr. Kartika Fithriasari, M.Si. (Penguji)
NIP. 19691212 199303 2 002

Direktur Pascasarjana ITS


Prof. Dr. Ir. Adi Soeprijanto, MT
NIP. 19640405 199002 1 001

BAYESIAN REVERSIBLE JUMP MARKOV CHAIN MONTE CARLO (RJMCMC) UNTUK PEMODELAN MIXTURE SURVIVAL

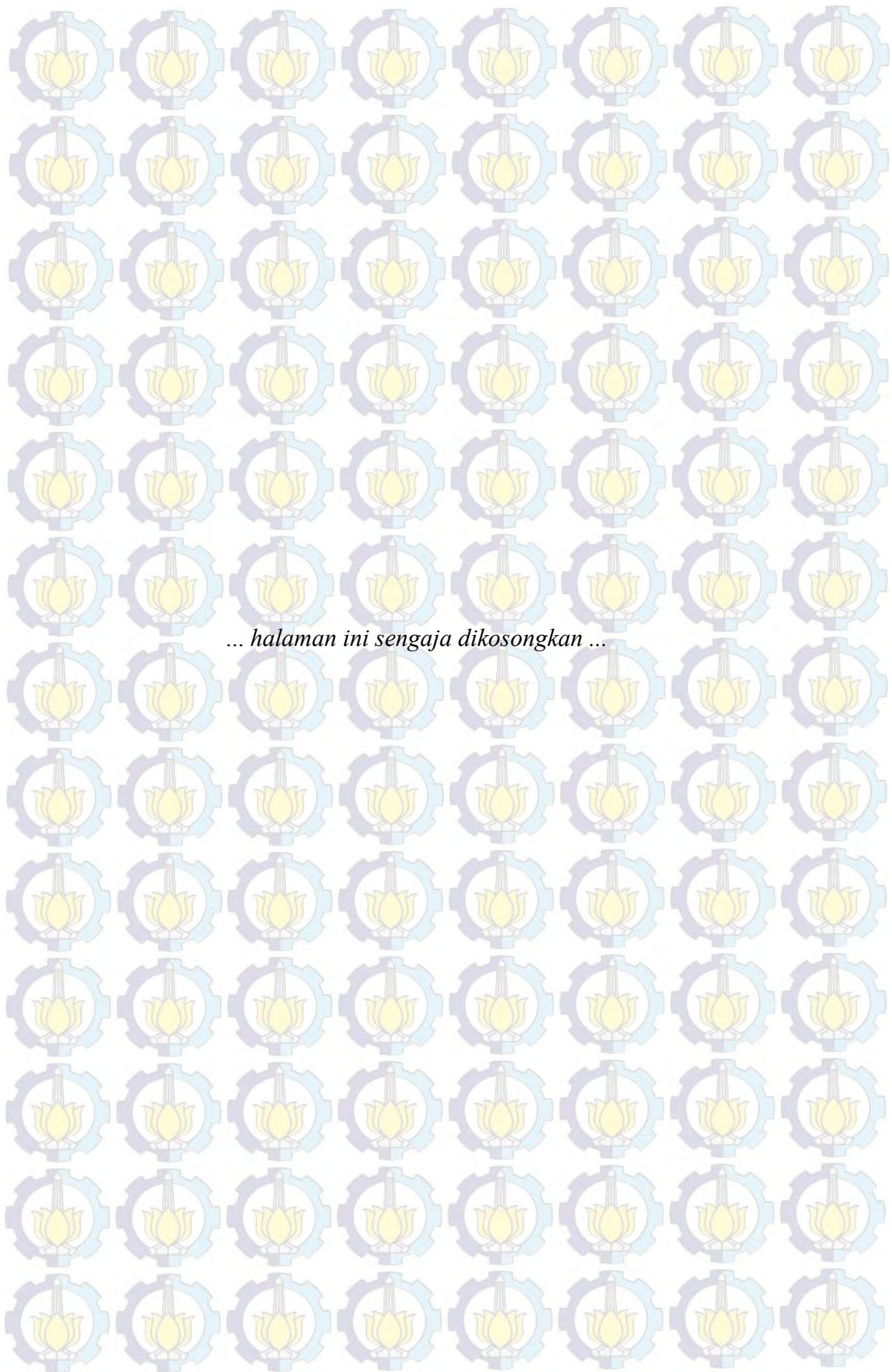
(Studi Kasus: Lama Pernikahan Para Pihak yang Mendaftarkan Gugatan Perceraian di Pengadilan Agama Kabupaten Malang Tahun 2014)

Nama Mahasiswa : Najihatur Rejki
NRP : 1313 201 032
Pembimbing : Prof. Drs. Nur Iriawan, M.Ikomp., Ph.D.

ABSTRAK

Analisis *survival* merupakan metode statistika yang tepat untuk menganalisis data waktu tempuh suatu objek sampai terjadinya suatu peristiwa atau kejadian tertentu terhadap objek tersebut. Banyaknya kasus perceraian di Pengadilan Agama (PA) merupakan masalah yang cukup mengkhawatirkan di masyarakat, pengamatan tentang lama suatu pernikahan dapat dipertahankan merupakan fenomena *survival* ini. Pengamatan dilakukan pada para pihak yang mendaftarkan gugatan perceraianya di PA Kabupaten Malang, sebagai unit penelitian. Penelitian ini mendemonstrasikan kemampuan pemodelan *mixture survival* dalam suatu *cox proportional hazard* yang dipadukan dengan cara estimasi parameternya menggunakan perpaduan antara *Bayesian* dan metode *reversible jump markov chain monte carlo* (RJMCMC) pada data *survival* yang mempunyai pola multimodal. RJMCMC dapat membantu memodelkan permasalahan *mixture* secara bersamaan dengan penentuan banyaknya komponen penyusunan *mixture* yang optimal. Hasil pemodelan dan analisis menunjukkan bahwa model *survival* pernikahan di area PA Kabupaten Malang berdasarkan regresi *cox proportional hazard* dipengaruhi oleh faktor umur penggugat dan tergugat, pendidikan penggugat dan tergugat, pekerjaan penggugat dan tergugat, jumlah anak, dan alasan perceraian. Sedangkan berdasarkan pemodelan *mixture* regresi *survival* terdiri atas 4 komponen *mixture* dengan faktor yang mempengaruhi berbeda-beda sesuai dengan komponen *mixture*-nya.

Kata Kunci : Analisis *Survival*, *Cox Proportional Hazard*, Lama Pernikahan, *Mixture Regresi*, *Reversible Jump Markov Chain Monte Carlo* (RJMCMC)



BAYESIAN REVERSIBLE JUMP MARKOV CHAIN MONTE CARLO (RJMCMC) UNTUK PEMODELAN MIXTURE SURVIVAL

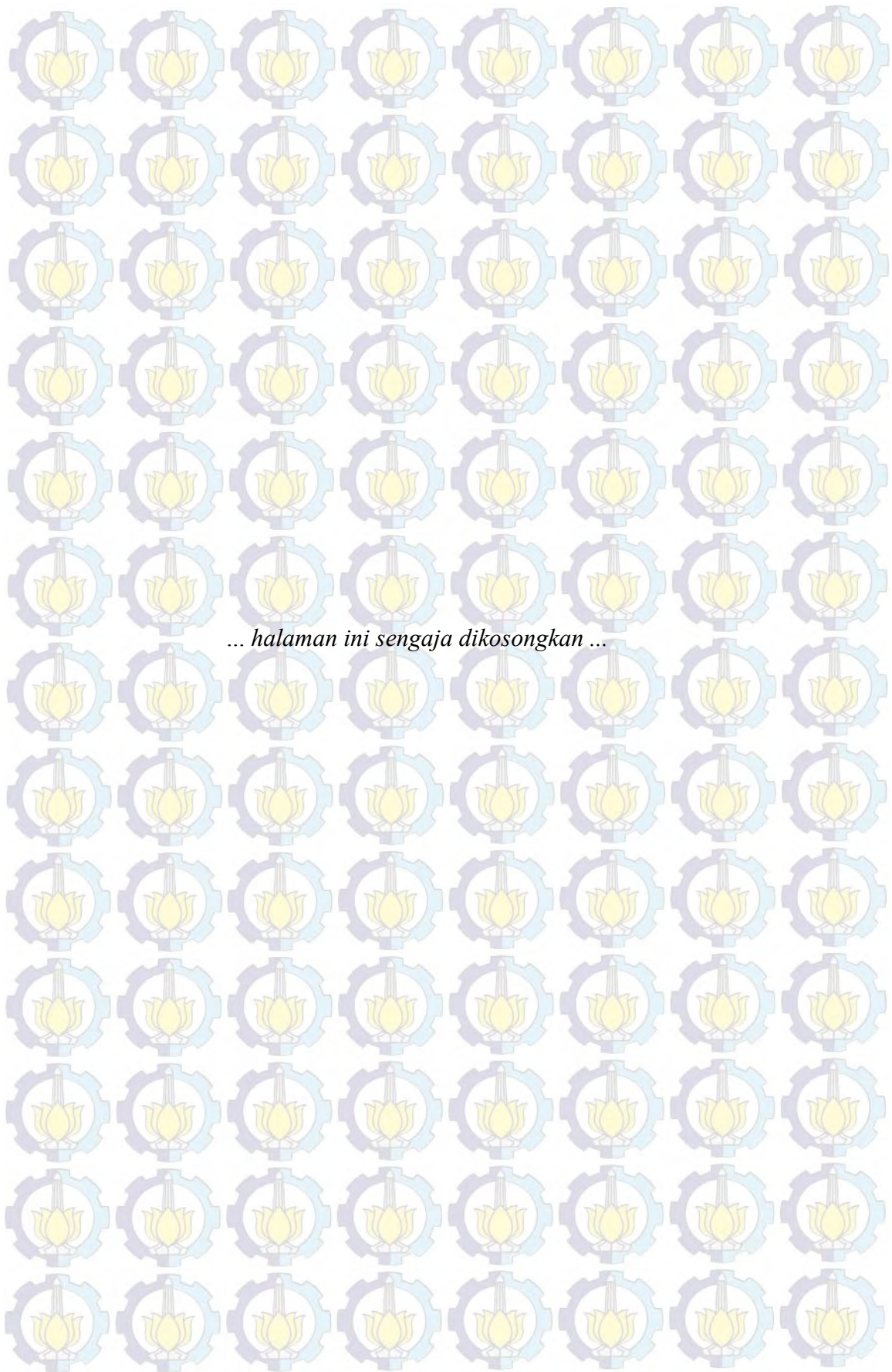
(Case Study: Age of Marriage of The Parties Who Filed a Divorce in a Religious Court in Malang District 2014)

Nama Mahasiswa : Najihatur Rejki
NRP : 1313 201 032
Pembimbing : Prof. Drs. Nur Iriawan, M.Ikomp., Ph.D.

ABSTRACT

Survival analysis is a statistical method that is appropriate to analyze the data takes about an object until the occurrence of a certain event or events of the object. The number of divorce cases in the Religious Court is an alarming problem in the community, the old observation about a marriage can be maintained this is a survival phenomenon. Observations were made on the parties who filed a divorce in Religious Court Malang, a research unit. This study demonstrates mixture modeling capabilities survival in a cox proportional hazards combined with the parameter estimation method using a combination of Bayesian and methods of reversible jump Markov chain Monte Carlo (RJMCMC) on survival data having a multimodal pattern. RJMCMC can help model the problems mixture simultaneously with the determination of the number of components of the optimal mixture preparation. Modeling and analysis of the results showed that the survival model of marriage in the Religious Court area Malang by Cox proportional hazards regression was influenced by the plaintiff and the defendant's age, education plaintiff and the defendant, the plaintiff and the defendant's occupation, number of children, and the reason for the divorce. While based on survival regression modeling mixture consists of four components mixture with factors affecting vary in accordance with its mixture components.

Kata Kunci : Age of Marriage, Cox Proportional Hazard, Mixture Regression, Reversible Jump Markov Chain Monte Carlo (RJMCMC), Survival Analysis



MOTTO DAN PERSEMBAHAN

"Jika Allah menolong kamu, maka tak ada orang yang dapat mengalahkan kamu, jika Allah membiarkan kamu (tidak memberi pertolongan), maka siapakah gerangan yang dapat menolong kamu (selain) dari Allah sesudah itu? Karena itu hendaklah kepada Allah saja orang-orang mu'min bertawakkal"
Surat Cinta dari Allah 25. Al-Imran : 160

Karya tulis ini kupersembahkan untuk:

*Abah terbijaksana Drs. H. Mulyani, MH. dan

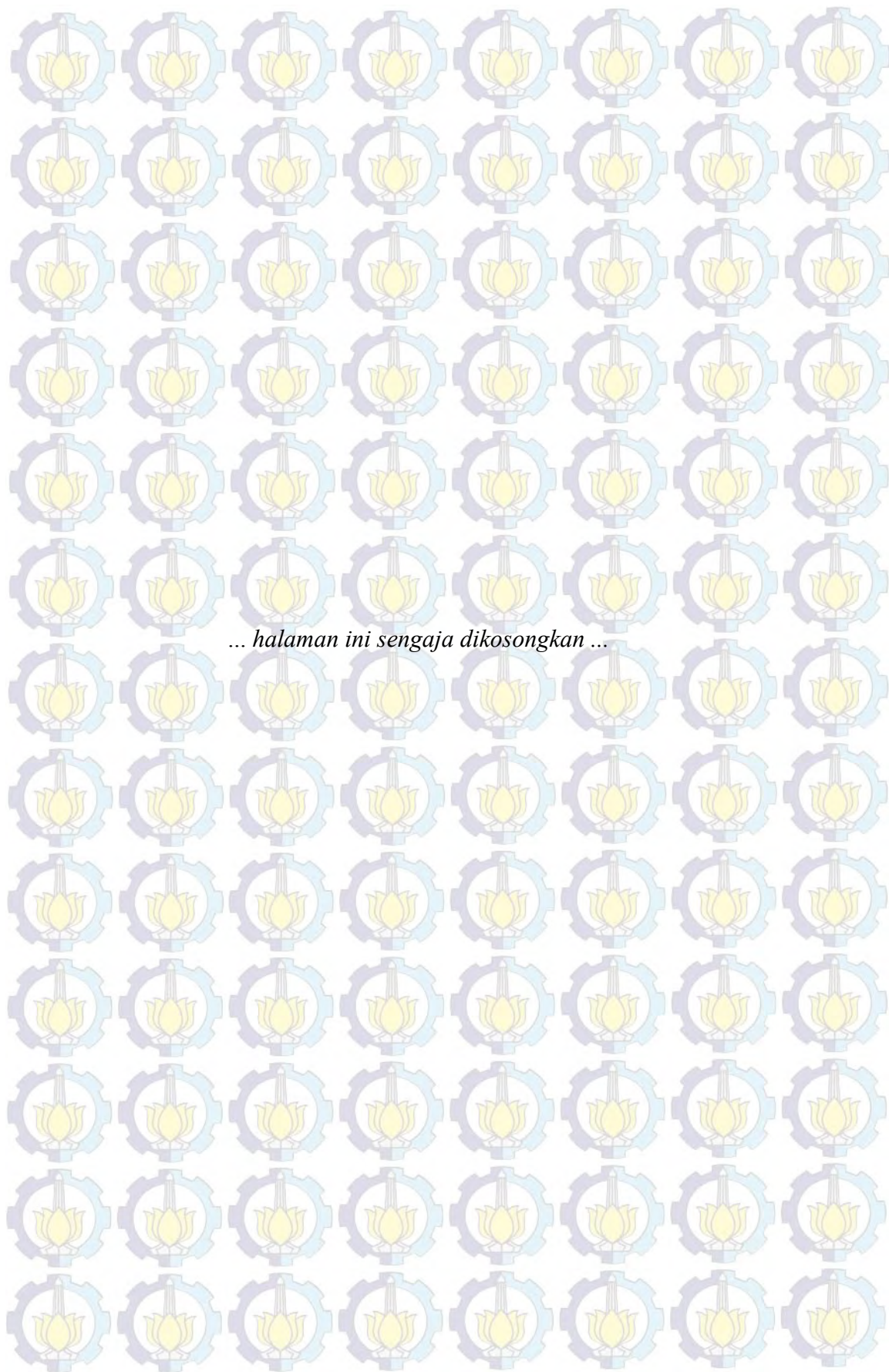
*Mama tersabar Dra. Hj. Rusmulyani, MH.

Terimakasih atas segala doa dan restu yang tak pernah luput dalam setiap langkahku

Serta cinta dan kasih sayang yang tak pernah terputus walau sedetik dan tak terbalaskan selama ini.

*Ading tersayang Annisa

Terimakasih atas doa, dukungan dan keusilannya selama ini.



KATA PENGANTAR

بِسْمِ اللَّهِ الرَّحْمَنِ الرَّحِيمِ

Alhamdulillah Rabbal'alamiin. Puji syukur yang tak terhingga penulis panjatkan kehadiran Allah SWT, yang mana atas segala limpahan karunia, ridha dan rahmat-Nya, penulis akhirnya dapat menyelesaikan penulisan Tesis dengan judul ***BAYESIAN REVERSIBLE JUMP MARKOV CHAIN MONTE CARLO (RJMCMC) UNTUK PEMODELAN MIXTURE SURVIVAL (Studi Kasus: Lama Pernikahan Para Pihak yang Mendaftarkan Gugatan Perceraian di Pengadilan Agama Kabupaten Malang Tahun 2014)*** ini dengan baik.

Shalawat serta salam senantiasa penulis curahkan kepada junjungan Nabi besar Muhammad SAW beserta keluarga serta sahabat beliau yang telah memberi petunjuk kepada seluruh umat manusia dalam menapaki jalan kehidupan sehingga selalu berada di jalan serta arah yang diridhoi oleh Allah SWT.

Tesis ini disusun untuk memenuhi salah satu syarat memperoleh gelar Magister Statistika (M.Si) di Jurusan Statistika, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Institut Teknologi Sepuluh Nopember Surabaya.

Terselesaikannya tesis ini tidak terlepas dari dukungan berbagai pihak yang telah memberikan bantuan kepada penulis. Oleh karena itu, pada kesempatan ini penulis ingin menyampaikan terima kasih sedalam-dalamnya kepada:

1. Kedua orang tua tercinta, Abah Drs. H. Mulyani, MH. dan Mama Dra. Hj. Rusmulyani, MH. atas doa dan kasih sayang yang tak terhingga selama ini, serta ading Annisa tersayang atas segenap cinta dan dukungannya,
2. Bapak Prof. Drs. Nur Iriawan, M.Ikomp., Ph.D. selaku dosen pembimbing dalam penyusunan tesis ini, yang telah banyak memberikan saran, masukan dengan penuh kesabaran dan sedia meluangkan waktu untuk membimbing penulis selama ini,
3. Bapak Prof. Dr. I Nyoman Budiantara, M.Si dan Ibu Dr. Kartika Fithriasari, M.Si selaku dosen penguji, yang telah banyak memberi saran dan masukan guna kesempurnaan tesis ini,

4. Bapak Dr. Muhammad Mashuri, MT., selaku Ketua Jurusan Statistika, yang telah banyak memberi saran dan masukan guna kesempurnaan tesis ini.
5. Bapak Dr. Suhartono, M.Sc., selaku Ketua Program Studi Magister Statistika FMIPA ITS, yang telah memberikan dukungan dalam penyelesaian tesis ini,
6. Bapak Dr. Ir. Setiawan, MS., selaku dosen wali yang telah memberikan dukungan dalam penyelesaian tesis ini,
7. Bapak dan Ibu dosen Jurusan Statistika FMIPA ITS yang telah memberikan ilmu yang bermanfaat, serta seluruh staf administrasi akademik, laboratorium, dan ruang baca Statistika FMIPA ITS yang telah memberikan pelayanan dan fasilitas selama perkuliahan,
8. Bapak dan Ibu dosen Jurusan Statistika FMIPA UNMUL yang telah memberikan ilmu yang bermanfaat serta selalu memberikan semangat dalam menyelesaikan penulisan tesis ini,
9. Rekan seperjuangan satu bimbingan, Jihad dan Irma, terima kasih atas saran, kerjasama dan kebersamaannya dari dini hari, subuh, pagi hingga tengah malam.
10. Geng Kal-Tim (Farida, Meiliyani, Nariza, Ka Tata, Ka Ade), Ina, Zul, Kos Gebang (Maulida, Tiwi, Puput), terima kasih atas canda tawanya, persaudaraan yang terjalin semoga tak terhenti.
11. Rekan-rekan seperjuangan Magister Statistika angkatan 2013, terima kasih atas saran, kerjasama dan kebersamaannya.
12. Semua pihak yang telah banyak membantu, yang tidak dapat disebutkan satu persatu.

Penulis menyadari bahwa dalam penulisan tesis ini masih banyak kekurangan. Sehingga saran dan kritik dari berbagai pihak sangat penulis harapkan demi perbaikan dan kesempurnaan karya ini. Semoga tulisan ini memberikan manfaat bagi semua. Harapan penulis, semoga hasil penelitian ini bermanfaat bagi pengembangan ilmu pengetahuan. Semoga Allah meridhai kita semua. *Amin.*

Surabaya, Juni 2015

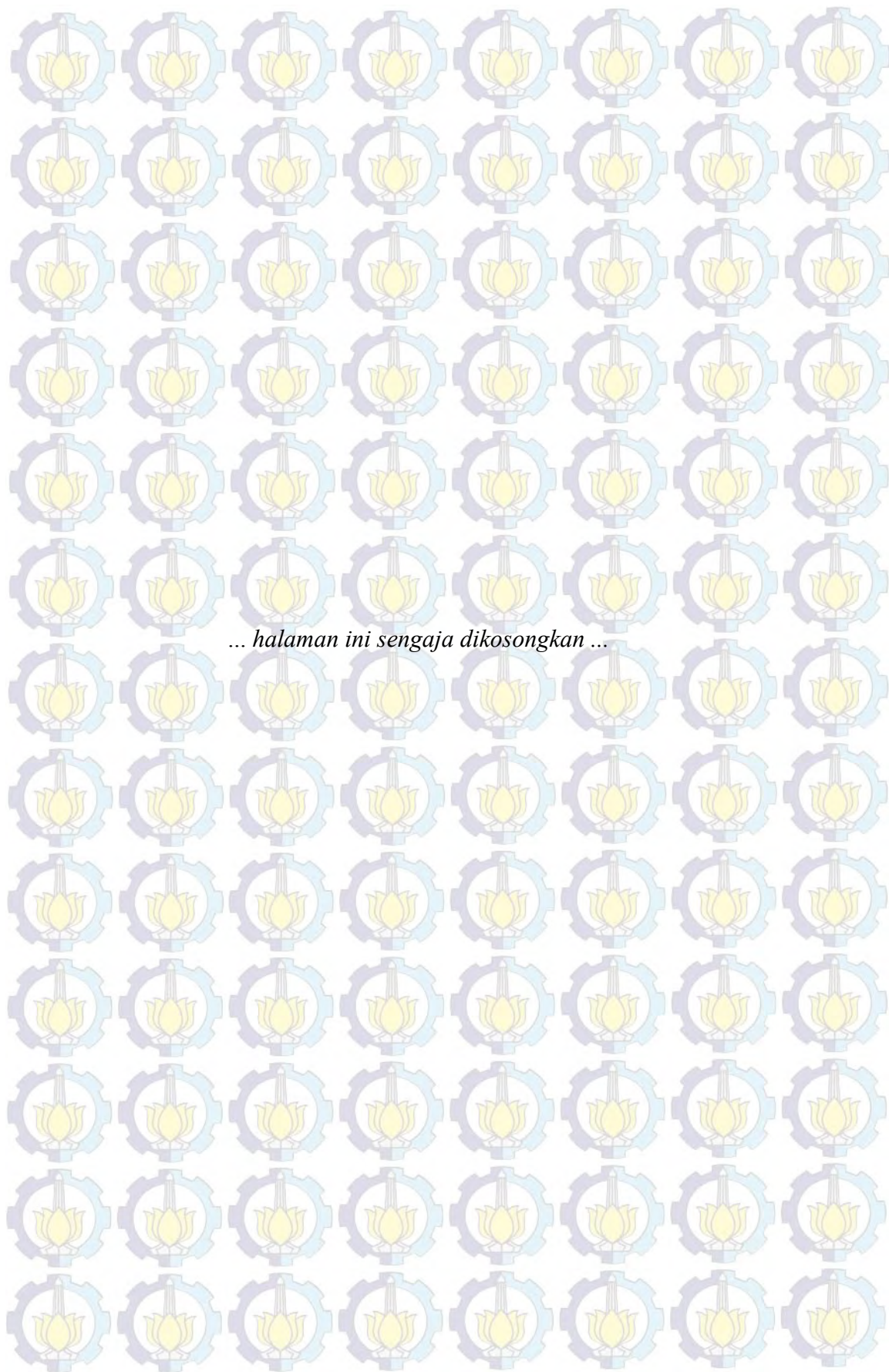
Penulis,

DAFTAR ISI

| | halaman |
|---|--------------|
| HALAMAN JUDUL | i |
| LEMBAR PENGESAHAN | iii |
| ABSTRAK | v |
| ABSTRACT | vii |
| MOTTO DAN PERSEMBAHAN..... | ix |
| KATA PENGANTAR..... | xi |
| DAFTAR ISI..... | xiii |
| DAFTAR TABEL | xvii |
| DAFTAR GAMBAR..... | xix |
| DAFTAR LAMPIRAN | xxi |
| DAFTAR ALGORITMA..... | xxiii |
| DAFTAR LAMBANG DAN ARTI | xxv |
| BAB 1 PENDAHULUAN | 1 |
| 1.1 Latar Belakang Masalah..... | 1 |
| 1.2 Rumusan Masalah | 6 |
| 1.3 Tujuan Penelitian..... | 7 |
| 1.4 Manfaat Penelitian..... | 7 |
| 1.5 Batasan Masalah..... | 8 |
| BAB 2 KAJIAN PUSTAKA | 9 |
| 2.1 Identifikasi Model <i>Mixture</i> dengan Histogram | 9 |
| 2.2 Uji <i>Goodness of Fit</i> | 10 |
| 2.3 Analisis <i>Survival</i> | 11 |
| 2.3.1 Data Tersensor..... | 12 |
| 2.3.2 Fungsi dalam Analisis <i>Survival</i> | 15 |
| 2.3.3 Asumsi <i>Proportional Hazard</i> | 19 |
| 2.3.4 Estimasi Parameter Regresi <i>Cox Proportional Hazard</i> | 21 |
| 2.3.5 Pengujian Parameter Model | 26 |

| | | |
|--|---|-----------|
| 2.3.6 | <i>Odds Ratio</i> | 27 |
| 2.4 | Model <i>Mixture</i> | 28 |
| 2.5 | Pendekatan <i>Bayesian</i> pada Distribusi <i>Mixture</i> | 29 |
| 2.5.1 | Metode Estimasi pada Distribusi <i>Mixture</i> | 31 |
| 2.5.2 | Distribusi <i>Prior</i> | 32 |
| 2.5.3 | <i>Likelihood</i> pada Model <i>Mixture</i> | 33 |
| 2.6 | Markov Chain Monte Carlo (MCMC) | 33 |
| 2.6.1 | <i>Gibbs Sampler</i> | 35 |
| 2.6.2 | <i>Reversible Jump Markov Chain Monte Carlo</i> (RJMCMC) | 38 |
| 2.6.3 | <i>Credible Interval</i> | 43 |
| 2.7 | Model <i>Mixture Survival</i> | 44 |
| 2.8 | Perceraian | 45 |
| BAB 3 METODOLOGI PENELITIAN | | 49 |
| 3.1 | Sumber Data | 49 |
| 3.2 | Variabel Penelitian | 49 |
| 3.3 | Definisi Operasional Variabel Penelitian | 50 |
| 3.4 | Struktur Data | 52 |
| 3.5 | Metode dan Tahapan Penelitian | 52 |
| BAB 4 HASIL DAN PEMBAHASAN | | 57 |
| 4.1 | Analisis Statistika Deskriptif | 57 |
| 4.1.1 | Karakteristik Berdasarkan Lama Pernikahan | 58 |
| 4.1.2 | Karakteristik Berdasarkan Jenis Cerai | 59 |
| 4.1.3 | Karakteristik Berdasarkan Umur Penggugat saat Menikah | 61 |
| 4.1.4 | Karakteristik Berdasarkan Pendidikan Penggugat | 62 |
| 4.1.5 | Karakteristik Berdasarkan Kelompok Pekerjaan Penggugat .. | 64 |
| 4.1.6 | Karakteristik Berdasarkan Umur Tergugat saat Menikah | 65 |
| 4.1.7 | Karakteristik Berdasarkan Pendidikan Tergugat | 67 |
| 4.1.8 | Karakteristik Berdasarkan Kelompok Pekerjaan Tergugat | 69 |
| 4.1.9 | Karakteristik Berdasarkan Jumlah Anak | 70 |
| 4.1.10 | Karakteristik Berdasarkan Alasan Perceraian | 72 |
| 4.2 | Identifikasi Distribusi <i>Mixture</i> | 73 |
| 4.2.1 | Metode Histogram | 74 |

| | | |
|---|--|------------|
| 4.2.2 | Uji <i>Anderson-Darling</i> | 74 |
| 4.3 | Model Regresi <i>Survival</i> | 76 |
| 4.3.1 | Memeriksa Asumsi <i>Proportional Hazard</i> | 77 |
| 4.3.2 | Pemilihan Model <i>Cox Proportional Hazard</i> Terbaik..... | 80 |
| 4.3.3 | Pengujian Parameter Model | 82 |
| 4.4 | Pembentukan Komponen <i>Mixture</i> dengan Algoritma RJMCMC | 90 |
| 4.5 | Model <i>Mixture Survival</i> | 91 |
| 4.5.1 | Karakteristik Masing-Masing Komponen <i>Mixture</i> | 94 |
| 4.5.2 | Fungsi <i>Survival</i> dan Fungsi <i>Hazard</i> | 98 |
| 4.5.3 | Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Waktu <i>Survival</i> | 103 |
| 4.6 | Perbandingan Model Regresi <i>Survival</i> dan Model <i>Mixture Survival</i> | 121 |
| BAB 5 KESIMPULAN DAN SARAN | | 127 |
| 5.1 | Kesimpulan..... | 127 |
| 5.2 | Saran..... | 129 |
| DAFTAR PUSTAKA | | 131 |
| LAMPIRAN..... | | 137 |
| BIODATA PENULIS..... | | 213 |



DAFTAR TABEL

| | halaman |
|------------|--|
| Tabel 3.1 | Skala Pengukuran Variabel.....49 |
| Tabel 3.2 | Identifikasi Variabel50 |
| Tabel 3.3 | Organisasi Data.....52 |
| Tabel 4.1 | Deskriptif Variabel yang Bersifat Rasio.....57 |
| Tabel 4.2 | <i>Cross Tabulation</i> antara Waktu <i>Survival</i> dengan Jenis Cerai ...60 |
| Tabel 4.3 | <i>Cross Tabulation</i> antara Waktu <i>Survival</i> dengan Umur Penggugat saat Menikah.....62 |
| Tabel 4.4 | <i>Cross Tabulation</i> antara Waktu <i>Survival</i> dengan Pendidikan Penggugat63 |
| Tabel 4.5 | <i>Cross Tabulation</i> antara Waktu <i>Survival</i> dengan Kelompok Pekerjaan Penggugat.....65 |
| Tabel 4.6 | <i>Cross Tabulation</i> antara Waktu <i>Survival</i> dengan Umur Tergugat saat Menikah.....67 |
| Tabel 4.7 | <i>Cross Tabulation</i> antara Waktu <i>Survival</i> dengan Pendidikan Tergugat.....68 |
| Tabel 4.8 | <i>Cross Tabulation</i> antara Waktu <i>Survival</i> dengan Kelompok Pekerjaan Tergugat70 |
| Tabel 4.9 | <i>Cross Tabulation</i> antara Waktu <i>Survival</i> dengan Jumlah Anak 72 |
| Tabel 4.10 | <i>Cross Tabulation</i> antara Waktu <i>Survival</i> dengan Alasan Perceraian73 |
| Tabel 4.11 | Uji Distribusi Waktu <i>Survival</i>75 |
| Tabel 4.12 | Pemilihan Model Terbaik81 |
| Tabel 4.13 | Koefisien Variabel yang Masuk ke dalam Model Berdasarkan Metode Eliminasi <i>Backward</i>83 |
| Tabel 4.14 | Nilai <i>Odds Ratio</i> Regresi <i>Survival</i>84 |
| Tabel 4.15 | Deskriptif pada Komponen <i>Mixture</i> Pertama95 |
| Tabel 4.16 | Deskriptif pada Komponen <i>Mixture</i> Kedua.....96 |

| | | |
|------------|---|-----|
| Tabel 4.17 | Deskriptif pada Komponen <i>Mixture</i> Ketiga | 97 |
| Tabel 4.18 | Deskriptif pada Komponen <i>Mixture</i> Keempat | 98 |
| Tabel 4.19 | Estimasi Parameter Distribusi <i>Mixture</i> Log Normal 2- parameter | 99 |
| Tabel 4.20 | Estimasi Parameter Model <i>Mixture Survival</i> dengan 4 Komponen Penyusun | 104 |
| Tabel 4.21 | Nilai <i>Odds Ratio</i> Regresi <i>Mixture Survival</i> dengan 4 Komponen Penyusun | 108 |
| Tabel 4.22 | Variabel yang Signifikan untuk Tiap Modelnya | 121 |
| Tabel 4.23 | Kesesuaian Interpretasi Parameter dengan Statistika Deskriptif | 122 |

DAFTAR GAMBAR

halaman

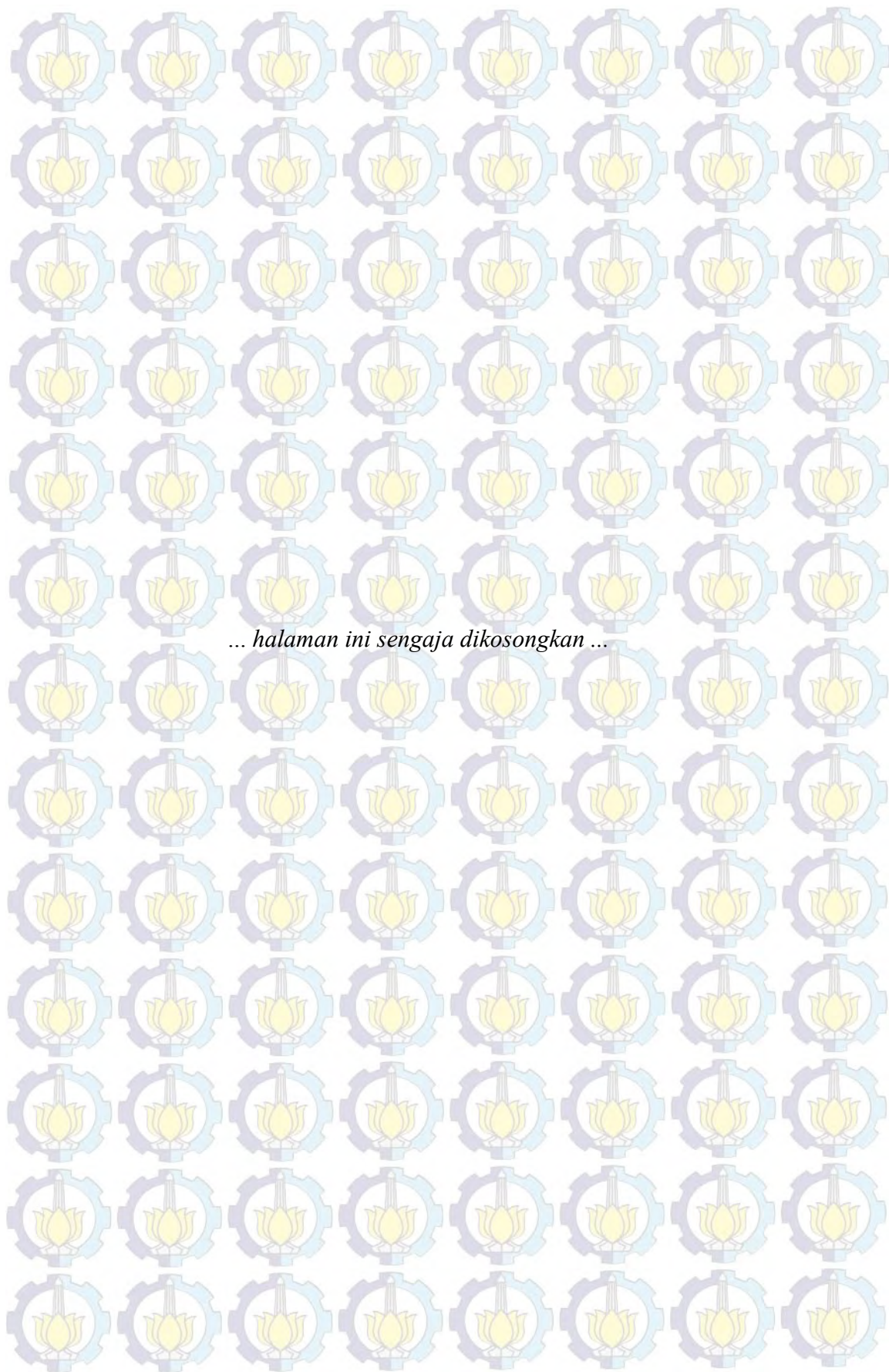
| | | |
|-------------|---|----|
| Gambar 2.1 | Contoh Data Tersensor Tipe I (Lee & Wang, 2003) | 13 |
| Gambar 2.2 | Contoh Data Tersensor Tipe II (Lee & Wang, 2003)..... | 14 |
| Gambar 2.3 | Contoh Data Tersensor Tipe III (Lee & Wang, 2003)..... | 14 |
| Gambar 2.4 | Contoh Fungsi <i>Hazard</i> (Lee & Wang, 2003) | 18 |
| Gambar 2.5 | Kurva plot $-\ln[-\ln(S(t))]$ yang sejajar (Kleinbaum & Klein, 2005)..... | 21 |
| Gambar 3.1 | Diagram Alir Penelitian..... | 55 |
| Gambar 4.1 | Deskriptif Lama Pernikahan (diolah berdasarkan Lampiran 1) | 58 |
| Gambar 4.2 | Deskriptif Jenis Cerai (diolah berdasarkan Lampiran 1)..... | 60 |
| Gambar 4.3 | Deskriptif Umur Penggugat saat Menikah (diolah berdasarkan Lampiran 1) | 61 |
| Gambar 4.4 | Deskriptif Pendidikan Penggugat (diolah berdasarkan Lampiran 1) | 63 |
| Gambar 4.5 | Deskriptif Kelompok Pekerjaan Penggugat (diolah berdasarkan Lampiran 1) | 64 |
| Gambar 4.6 | Deskriptif Umur Tergugat saat Menikah (diolah berdasarkan Lampiran 1) | 66 |
| Gambar 4.7 | Deskriptif Pendidikan Tergugat (diolah berdasarkan Lampiran 1) | 68 |
| Gambar 4.8 | Deskriptif Kelompok Pekerjaan Tergugat (diolah berdasarkan Lampiran 1) | 69 |
| Gambar 4.9 | Deskriptif Jumlah Anak (diolah berdasarkan Lampiran 1) | 71 |
| Gambar 4.10 | Deskriptif Alasan Perceraian (diolah berdasarkan Lampiran 1)..... | 72 |
| Gambar 4.11 | Histogram Data Lama Pernikahan Tahun 2014..... | 74 |
| Gambar 4.12 | Plot $-\ln[-\ln S(t)]$ Variabel (a) Jenis Cerai, (b) Pendidikan Penggugat, (c) Kelompok Pekerjaan Penggugat, (d) Pendidikan | |

| | | |
|-------------|---|-----|
| | Tergugat, (e) Kelompok Pekerjaan Tergugat, (f) Alasan Perceraian..... | 80 |
| Gambar 4.13 | Histogram Data (a) Komponen <i>Mixture</i> ke-1, (b) Komponen <i>Mixture</i> ke-2, (c) Komponen <i>Mixture</i> ke-3, (d) Komponen <i>Mixture</i> ke-4 | 90 |
| Gambar 4.14 | Plot Fungsi <i>Survival</i> Para Pihak (a) <i>Mixture</i> Pertama, (b) <i>Mixture</i> Kedua, (c) <i>Mixture</i> Ketiga, (d) <i>Mixture</i> Keempat, (e) Kumulatif | 101 |
| Gambar 4.15 | Plot Fungsi <i>Hazard</i> Para Pihak (a) <i>Mixture</i> Pertama, (b) <i>Mixture</i> Kedua, (c) <i>Mixture</i> Ketiga, (d) <i>Mixture</i> Keempat, (e) Kumulatif | 102 |



DAFTAR ALGORITMA

| | | |
|---------------|---|----|
| Algoritma 2.1 | Algoritma <i>Gibbs Sampler</i> | 36 |
| Algoritma 2.2 | Algoritma RJMCMC | 39 |
| Algoritma 2.3 | Algoritma RJMCMC untuk Model <i>Mixture Survival</i> Lama Pernikahan | 42 |



DAFTAR LAMBANG DAN ARTI

Lambang Arti

| | |
|----------------|--|
| \mathbf{t}_i | Vektor variabel respon (waktu) |
| \mathbf{x}_i | Vektor variabel prediktor |
| k | Kelompok <i>mixture</i> ($k = 1, 2, \dots, K$) |
| K | Banyaknya komponen <i>mixture</i> |
| λ_k | Proporsi kontribusi kelompok ke- k dalam <i>mixture</i> |
| θ_k | Parameter model kelompok ke- k , yaitu (μ_k, σ_k^2) |
| f_k | Fungsi distribusi lognormal kelompok ke- k |
| σ^2 | Varians <i>error</i> |
| p | Banyaknya parameter yang diestimasi |
| μ | Rata-rata |
| T | Waktu <i>survival</i> seorang individu |
| $F(t)$ | Fungsi distribusi kumulatif (CDF) dari distribusi data |
| $f(t)$ | Fungsi kepadatan peluang (PDF) |
| $S(t)$ | Fungsi <i>survival</i> |
| $h(t)$ | Fungsi <i>proportional hazard</i> |
| $H(t)$ | Fungsi kumulatif <i>hazard</i> |
| ψ | Fungsi dari vektor variabel prediktor |
| β_k | Parameter regresi pada komponen ke- k |
| δ_i | Indikator sensor |
| ζ_j | estimasi dari peluang objek bertahan dari waktu $t_{(j)}$ sampai $t_{(j+1)}$ |
| α | Parameter distribusi Dirichlet |
| φ | Parameter <i>shape</i> distribusi Gamma |
| ϕ | parameter <i>scale</i> distribusi Gamma |
| φ^* | Parameter <i>shape</i> distribusi Gamma pada <i>hyperparameter</i> ϕ |

BIODATA PENULIS



Najihatur Rejki lahir di Amuntai, Kalimantan Selatan pada tanggal 16 Maret 1990, merupakan anak sulung dari dua bersaudara dari pasangan Bapak Drs. H. Mulyani, MH. Dan Ibu Drs. Hj. Rusmulyani, MH.

Pendidikan formal dimulai pada tahun 1995 di SD Negeri 005 Samarinda, Kalimantan Timur dan lulus pada tahun 2001. Tahun pertama dan kedua Pendidikan Menengah Pertama di tempuh di Pondok Pesantren Rasyidiyah Khalidiyah (RAKHA) Amuntai dan ditamatkan di MTs Negeri Tanah Grogot, Kal-Tim. Tahun pertama dan kedua Pendidikan Menengah Atas di tempuh di SMA Negeri 1 Tanah Grogot dan ditamatkan di SMA Negeri 3 Samarinda. Pendidikan Tinggi dimulai pada tahun 2007 di Jurusan Statistika, FMIPA, Universitas Mulawarman Samarinda dan lulus serta mendapat gelar S.Si pada bulan Mei tahun 2011. Pada tahun 2012 kembali mengenyam pendidikan Tinggi di Jurusan Hukum, FH, Universitas Widyagama Malang hingga sekarang. Pendidikan Magister dimulai pada tahun 2013 di Jurusan Statistika, FMIPA, Institut Teknologi Sepuluh Nopember Surabaya.

Segala bentuk pertanyaan, kritik dan saran dapat menghubungi penulis di rezqi.najihatur@gmail.com.

BAB 1

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang Masalah

Analisis *survival* mampu menganalisis data yang diperoleh dari catatan waktu yang dicapai suatu objek sampai terjadinya peristiwa atau kejadian tertentu yang telah ditetapkan. Karakteristik yang membedakan analisis *survival* dengan metode statistika yang lain adalah adanya *sensoring* dan *time-dependent covariate*. Analisis *survival* lebih difokuskan untuk memprediksi peluang respon, *survival*, rata-rata waktu hidup (*lifetime*), mengidentifikasi resiko, dan memprediksi faktor-faktor yang berhubungan dengan respon (Lee & Wang, 2003). Respon yang dimaksud ialah berupa waktu yang diperlukan hingga suatu peristiwa yang diharapkan terjadi dan mungkin saja belum ditemukan pada saat pengumpulan data berakhir sehingga waktu *survival*-nya tidak dapat diamati. Metode regresi *survival* merupakan metode regresi yang digunakan untuk melihat faktor-faktor yang menyebabkan terjadinya suatu peristiwa (*time-dependent covariate*) dengan variabel responnya adalah waktu ketahanan hidup objek. Salah satu metode regresi *survival* yang sering digunakan adalah regresi *cox proportional hazard* dimana formulanya memungkinkan untuk interpretasi pengaruh dari masing-masing variabel prediktor.

Analisis *survival* umumnya digunakan dalam bidang medis, namun analisis ini juga dapat digunakan dalam bidang lainnya; seperti pada bidang teknik dalam mengamati masa pakai perangkat elektronik, komponen maupun sistem, pada bidang kriminologi dalam mengamati waktu penahanan; pada bidang sosiologi dalam mengamati lama pernikahan; pada bidang *marketing* dalam mengamati waktu seseorang berlangganan koran atau majalah; pada bidang asuransi dalam mengamati waktu penanganan sebuah klaim dan pada bidang-bidang lainnya yang memiliki resiko (Lee & Wang, 2003). Dalam penelitian ini, metode ini digambarkan untuk menganalisis kasus sosiologi; yaitu lama pernikahan dengan ukuran para pihak yang telah melakukan pendaftaran perceraian.

Penelitian analisis *survival* terdahulu dapat dilihat dalam penelitian Li dan Ryan (2002) yang meneliti model *spatial survival* dengan pendekatan *semiparametric frailty models* pada data simulasi, dan Fox (2002) yang meneliti analisis *survival* dengan metode regresi *cox proportional hazard* dengan pendekatan *software* R dan S-Plus. Sementara itu, Rahayu (2003) telah melakukan penelitian masalah penyakit jantung koroner dengan menggunakan model regresi *cox proportional hazard*, Rahim (2006) yang memprediksi laju kebangkrutan perusahaan dengan pemodelan regresi *hazard proportional cox*, Retnowati (2009) yang memodelkan waktu *survival* lama studi mahasiswa pascasarjana ITS untuk melihat bias pada penaksir parameter model regresi *cox* dan regresi logistik, dan Patty (2009) yang meneliti menggunakan analisis *survival* untuk mengetahui faktor-faktor yang mempengaruhi kegagalan pencapaian standar ketuntasan minimal pada siswa SMP.

Estimasi parameter suatu model *proportional hazard* umumnya menggunakan metode *maximum likelihood Estimation* (MLE) yang memerlukan perhitungan yang cukup rumit, sehingga diperlukan pendekatan secara komputasi melalui metode *Newton-Rapshon*. Dalam perkembangannya estimasi parameter ini dapat dilakukan dengan cara simulasi *Markov Chain Monte Carlo* (MCMC) yang merupakan proses mengeksplorasi fungsi marginal suatu variabel dari distribusi gabungannya. Estimasi MCMC ini menggunakan pendekatan metode *bayesian* yang dikembangkan dari fenomena teorema *bayes* yang digunakan sebagai alat yang dinamakan sebagai metode *bayesian*. Dalam metode *bayesian*, parameter distribusi atau model dianggap sebagai variabel random dan dalam melakukan estimasi parameter dengan pendekatan metode MCMC akan memudahkan perhitungan dan pendekatan yang lebih baik dibandingkan dengan menggunakan cara klasik.

Sawyer (2004) telah melakukan analisis *survival* dengan pendekatan *bayesian proportional hazard*, Ata dan Sozer (2007) yang meneliti tentang model regresi *cox nonproportional hazard* pada kasus data kanker paru-paru, serta Khan dan Khan (2013) telah melakukan analisis *survival* berdistribusi *weibull* dengan pendekatan analisis regresi *bayesian*. Sementara itu, Preatin (2010) telah melakukan penelitian pada kasus ketahanan program KB pada individu ibu di

Indonesia tahun 2007 dengan menggunakan analisis *survival* dengan pendekatan *bayesian*, dan Aksioma (2011) yang meneliti tentang model spasial *survival* dengan pendekatan *bayesian* pada kasus kejadian HIV/AIDS di Provinsi Jawa Timur.

Pengembangan analisis *survival* selanjutnya dilakukan dengan menggabungkan konsep *mixture*. Hal ini karena data yang diperoleh atau yang dikumpulkan tidak selamanya hanya dapat direpresentasikan terhadap satu distribusi penyusun saja. Namun, apabila terdapat indikasi data yang diperoleh terdiri dari beberapa komponen distribusi penyusun maka akan lebih tepat dengan menggunakan distribusi *mixture*. Distribusi *mixture* biasanya digunakan dalam pemodelan yang komposisi datanya terdiri dari beberapa grup (komponen penyusun), dimana setiap komponen penyusun mempunyai sifat dan karakter yang berbeda namun masih dalam satu keluarga distribusi yang sama. Metode *bayesian* dapat pula diterapkan pada data yang berdistribusi *mixture*, begitu pula jika data waktu *survival* yang diperoleh memiliki kecenderungan berdistribusi *mixture* maka metode *bayesian* ini juga dapat digunakan mengestimasi parameter pada model *proportional hazard* dengan pendekatan *bayesian mixture survival*. Beberapa penelitian *mixture survival* ini telah dilakukan antara lain oleh Ando, et al. (2004) yang menggunakan model *kernel mixture survival* pada beberapa jenis penyakit kanker, Muthen (2005) memanfaatkan *mixture survival* untuk variabel waktu diskrit, Hariyanto (2010) yang meneliti tentang kasus lama mencari kerja di pulau Jawa tahun 2007 dengan model *mixture survival*, dan Hasyim (2012) yang meneliti tentang model *mixture survival* spasial dengan *frailty* berdistribusi *conditional autoregressive* (CAR) pada kasus kejadian demam berdarah (DBD) di Kabupaten Pamekasan.

Pada penelitian-penelitian sebelumnya dalam proses inferensi *bayesian* menggunakan algoritma *Markov Chain Monte Carlo* (MCMC) yang hanya terbatas pada kasus dimana dimensi vektor parameter model bersifat tetap, dan dapat diartikan bahwa banyaknya komponen penyusun *mixture* diketahui. Hal ini akan menjadi tidak berlaku pada kondisi dimana dimensi vektor parameter model adalah tidak tetap atau banyaknya komponen penyusun *mixture* yang tidak diketahui. Proses inferensi *Bayesian* pada kondisi dimana vektor parameter banyaknya model adalah tidak tetap telah dikembangkan oleh Green (1995) yang kemudian disebut

dengan *Reversible Jump Markov Chain Monte Carlo* (RJMCMC). Richardson dan Green (1997) memanfaatkan algoritma ini untuk mendapatkan model *mixture* yang tepat bagi data yang terindikasi bersifat multimodal atau dengan kata lain untuk pemodelan *mixture* dengan banyak komponen penyusun *mixture* yang tidak diketahui, Stephens (2000) mencoba mengkaji kembali mengenai analisis *Bayesian mixture* dengan banyak komponen penyusun yang tidak diketahui. Suharjo (2003) dan Wati (2006) telah menggunakan algoritma RJMCMC ini pada distribusi *mixture normal* untuk kasus kadar gula darah penderita penyakit diabetes di RSAL Dr. Ramelan Surabaya dan kasus tingkat inflasi di Indonesia.

Analisis *survival* pada kasus lama pernikahan pernah dilakukan oleh Ahmad (2002) yang meneliti tentang lama pernikahan muslim di Malaysia dan Vazquez (2011) yang menerapkan analisis *survival* pada kasus perceraian di Kota Santa Barbara. Namun demikian, penelitian analisis *survival* pada kasus perceraian belum pernah ada yang menggabungkan konsep *mixture* dengan banyak komponen penyusun *mixture* yang tidak diketahui. Penggunaan model *mixture distribution* dinilai lebih baik digunakan karena memperhatikan sifat data (Iriawan, 2001) dan penggunaan metode RJMCMC akan dapat memodelkan suatu *mixture* secara bersama-sama dengan banyaknya komponen penyusun *mixture* (Richardson & Green, 1997). Dalam hal ini penelitian sebelumnya terkait faktor-faktor penyebab terjadinya perceraian telah dilakukan oleh Hidayati (2012) yang melakukan pengelompokkan Kabupaten/Kota di Jawa Timur berdasarkan faktor-faktor penyebab perceraian tahun 2010. Selain itu, faktor-faktor yang diduga mempengaruhi terjadinya perceraian antara lain usia penggugat/pemohon, jenis pekerjaan penggugat/pemohon, dan faktor penyebab perceraian (Listiana, 2014).

Perceraian adalah fakta sosial yang menjadi fungsi atau menjadi penjelasan bagi fakta sosial lain. Sebab perceraian adalah putusnya sebuah hubungan suami istri. Karena itulah negara Indonesia juga mengatur hukum perceraian bagi warganya. Negara menyatakan melalui Undang-Undang (UU) No. 1 Tahun 1974 Pasal 38 huruf b dan c bahwa putusnya perkawinan disebabkan oleh perceraian dan keputusan Pengadilan. Oleh sebab itu, perceraian WNI harus disetujui oleh Pengadilan. Selain itu, UU No. 3 Tahun 2006 tentang Pengadilan Agama menyatakan bahwa Negara menyatakan bahwa Pengadilan Agama bertugas

dan berwenang memeriksa, memutus, dan menyelesaikan perkara di tingkat pertama antara orang-orang yang beragama Islam, mengenai perkawinan, dst.

Sementara itu, terdapat syarat sebelum terkabulnya perceraian. Dalam UU No. 1 Tahun 1974 Pasal 39 disebutkan bahwa “perceraian hanya dapat dilakukan di depan sidang Pengadilan apabila Pengadilan yang bersangkutan tidak dapat mendamaikan kedua pihak, adanya cukup alasan yang menyebabkan pihak suami istri tidak bisa rujuk kembali”.

Perubahan nilai-nilai sosial yang sedang terjadi di tengah masyarakat inilah yang membuat tingkat perceraian semakin tinggi. Tingginya angka perceraian di Indonesia disebabkan beberapa faktor. Hal itu tentu saja membutuhkan upaya lintas sektoral agar efektif mencegah peningkatan perceraian. Penyebab tingginya perceraian di Indonesia di antaranya pernikahan di bawah umur, mulai dari pernikahan dini karena faktor orang tua, ataupun menikah karena sudah hamil di luar nikah. Di sisi lain karena kebutuhan ekonomi yang tak terpenuhi. Lebih dalam, belum matangnya secara mental dan ekonomi seseorang merupakan pemicu perceraian di Indonesia.

Saat ini begitu mudahnya pasangan suami istri melakukan cerai dalam menyelesaikan permasalahan yang terjadi di rumah tangga. Jika pada masa lalu proses perceraian dalam pernikahan merupakan suatu momok yang tabu dan aib untuk dilakukan, kini persepsi bahwa bercerai sudah menjadi suatu fenomena yang umum dimasyarakat, hal ini terbukti dengan meningkatnya angka perceraian di Indonesia setiap tahunnya.

Pengadilan Agama (PA) Kabupaten Malang sebagai tempat dilakukannya penelitian, sebagaimana PA yang lain merupakan salah satu lingkungan peradilan dalam kekuasaan kehakiman yang menangani perkara perceraian baik perkara cerai talak maupun cerai gugat. PA Kabupaten Malang merupakan instansi hukum yang menangani perkara perceraian bagi rakyat pencari keadilan khususnya yang beragama Islam di wilayah hukum Kabupaten Malang. Di Indonesia, Kabupaten Malang menempati posisi kedua untuk tingginya kasus perceraian yang terjadi setelah Kabupaten Indramayu dan menempati posisi pertama di Provinsi Jawa Timur. Tingginya angka perceraian ini dapat terlihat pada data yang akan peneliti gunakan dalam penelitian ini, dimana dalam kurun waktu Januari hingga November

2014 saja telah tercatat sebanyak 6.945 perkara perceraian yang terdiri atas 4.592 kasus yang merupakan cerai gugat dan 2.353 kasus yang merupakan cerai talak. Berbagai alasan yang mendasari para pihak untuk kemudian mengajukan perceraian ke PA Kabupaten Malang, yaitu sebanyak 152 kasus dengan alasan moral (krisis akhlak dan cemburu), 3.586 kasus dengan alasan meninggalkan kewajiban (ekonomi dan tidak adanya tanggung jawab), 26 kasus dengan alasan penganiayaan, 49 kasus dengan alasan cacat biologis atau gila, dan 3.132 kasus dengan alasan terus menerus berselisih.

Dari data yang peneliti temukan di Pengadilan Agama Kabupaten Malang sebagai tempat dilakukannya penelitian terdapat berbagai faktor penyebab terjadinya perceraian, tidak ada tanggung jawab, tidak ada keharmonisan antara suami istri, gangguan pihak ketiga, ekonomi, krisis akhlak, kekejaman mental, penganiayaan berat, cacat biologis, cemburu, dihukum dan kawin paksa, yang kesemuanya mengakibatkan hubungan suami istri tidak dapat lagi dilanjutkan.

Variabel yang diduga berpengaruh terhadap lama pernikahan dalam penelitian ini meliputi jenis perceraian, umur penggugat dan tergugat saat menikah pertama kali, pendidikan terakhir penggugat dan tergugat, kelompok pekerjaan penggugat dan tergugat, jumlah anak, dan alasan bercerai. Variabel-variabel tersebut peneliti kembangkan berdasarkan hasil penelitian yang telah didapat oleh Listiana (2014) dengan mempertimbangkan bahwa suatu proses perceraian tidak hanya terjadi karena kehendak satu pihak (suami atau istri), melainkan melibatkan dua belah pihak (suami dan istri). Rentang lama ketahanan pernikahan tersebut dimodelkan terhadap faktor-faktor perceraian untuk mengamati faktor-faktor yang berpengaruh pada lama pernikahan di Pengadilan Agama Kabupaten Malang sehingga dapat dilakukan penegakan dan penguraian jumlah perceraian.

1.2 Rumusan Masalah

Berdasarkan latar belakang, permasalahan yang dapat dirumuskan dalam penelitian ini adalah:

1. Faktor apa saja yang mempunyai efek signifikan terhadap lama pernikahan para pihak yang mendaftarkan perceraian di Pengadilan Agama Kabupaten Malang dengan menggunakan analisis regresi *survival* berdasarkan metode *cox proportional hazard*?
2. Bagaimana bentuk model *mixture* regresi *survival* data lama pernikahan para pihak yang mendaftarkan perceraian di Pengadilan Agama Kabupaten Malang dengan menggunakan algoritma RJMCMC?

1.3 Tujuan Penelitian

Berdasarkan rumusan masalah, tujuan yang ingin dicapai dalam penelitian ini adalah:

1. Mengetahui faktor yang mempunyai efek signifikan terhadap lama pernikahan para pihak yang mendaftarkan perceraian di Pengadilan Agama Kabupaten Malang berdasarkan analisis regresi *survival* berdasarkan metode *cox proportional hazard*.
2. Memperoleh model *mixture* regresi *survival* data lama pernikahan para pihak yang mendaftarkan perceraian di Pengadilan Agama Kabupaten Malang berdasarkan algoritma RJMCMC.

1.4 Manfaat Penelitian

Manfaat yang diperoleh dari hasil penelitian ini diharapkan mampu menambah wawasan, antara lain:

1. Menambah wawasan keilmuan tentang model *mixture* regresi *survival* serta penerapannya dalam data *survival* lama pernikahan.
2. Menambah wawasan keilmuan tentang algoritma RJMCMC yang diterapkan dalam kasus *mixture* regresi *survival* data lama pernikahan.
3. Memberikan informasi tentang faktor yang mempengaruhi lama pernikahan para pihak yang mendaftarkan perceraian di Pengadilan Agama Kabupaten Malang sehingga dapat dijadikan bahan pertimbangan dalam mengambil langkah mediasi.

1.5 Batasan Masalah

Dalam penelitian ini, masalah dibatasi pada data perceraian di Kantor PA Kabupaten Malang pada tahun 2014 bulan Januari – November. Cakupan perceraian yang dimaksud adalah kasus perceraian baik cerai talak maupun cerai gugat yang didaftarkan dalam kurun waktu tersebut di PA Kabupaten Malang. Dalam penelitian ini, yang dianggap sebagai *failure event* dalam analisis *survival* lama pernikahan adalah kejadian putusnya suatu hubungan pernikahan (perceraian). Sensor yang digunakan dalam penelitian ini adalah sensor kanan (*right censor*) yang berarti bahwa jika sepasang suami istri sampai dengan masa pendataan selesai belum mengalami *failure event* maka waktunya dibatasi hanya sampai dengan berakhirnya masa pendataan. Sensor juga diterapkan jika sepasang suami istri mencabut kasus perceraian (rujuk) atau kasus perceraian tersebut dinyatakan di tolak oleh PA Kabupaten Malang maka waktunya dibatasi hanya sampai dengan berakhirnya kasus tersebut.

Penelitian ini dibatasi pula untuk distribusi *mixture* yang digunakan adalah distribusi Log Normal 2-parameter, hal ini didasarkan karena distribusi data waktu *survival* lama pernikahan bersifat menceng (*skew*) kanan dan karena adanya keterbatasan pada fasilitas *software*.

BAB 2

KAJIAN PUSTAKA

Tinjauan pada Bab ini dibagi menjadi dua bagian, yaitu tinjauan statistika dan tinjauan non statistika. Tinjauan statistika membahas tentang identifikasi model *mixture* dengan histogram, uji *goodness of fit*, analisis *survival*, model *mixture*, pendekatan *bayesian* pada distribusi *mixture*, *markov chain monte carlo* (MCMC), dan model *mixture survival*, sedangkan tinjauan non statistika membahas tentang perceraian.

2.1 Identifikasi Model *Mixture* dengan Histogram

Metode histogram merupakan metode tertua dan paling sering digunakan dalam estimasi suatu distribusi data. Namun demikian metode ini masih sangat sederhana karena estimasi distribusinya hanya didasarkan pada perkiraan gambar di histogram yang dibentuk. Pembentukan histogram suatu data pengamatan adalah dengan menentukan titik awal x_0 dan lebar h pada setiap kelas intervalnya, sehingga histogram yang terbentuk berada pada interval $(x_0 + mh, x_0 + (m+1)h)$ dengan m adalah bilangan bulat, sehingga keberadaan kelas-kelas interval sangat dipengaruhi oleh nilai x_0 dan lebar kelas interval h (Silverman, 1986).

Selanjutnya jika dimisalkan dari data pengamatan $\mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_n)$, (Silverman, 1986) mendefinisikan distribusi dari metode histogram sebagai berikut:

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{nh} p \quad (2.1)$$

dimana: n = banyaknya data

p = banyaknya data yang ada pada kelas yang sama dengan x

dari persamaan (2.1), tampak bahwa dalam membangun suatu distribusi dengan metode histogram sangat ditentukan oleh banyaknya data, sedangkan banyaknya

data dalam setiap interval sangat dipengaruhi oleh keberadaan titik awal x_0 dan lebar kelas h yang digunakan.

Adanya ketergantungan dari titik awal x_0 dan lebar kelas h dalam penentuan distribusi suatu data merupakan kelemahan dari metode histogram. Namun metode ini dapat digunakan untuk deteksi awal bentuk distribusi suatu data secara deskriptif.

2.2 Uji Goodness of Fit

Uji *goodness of fit* bertujuan untuk menduga distribusi data. Pada data lama waktu (*lifetime*), uji *goodness of fit* dilakukan pada awal analisis data *survival*. Terdapat beberapa cara dalam melakukan uji *goodness of fit*, diantaranya adalah dengan menggunakan uji *Anderson-Darling*, *Kolmogorov-Smirnov*, dan *Chi-Square*. Dalam penelitian ini akan digunakan uji *goodness of fit Anderson-Darling* (Law & Kelton, 2000).

Hipotesis yang digunakan adalah sebagai berikut:

H_0 : Waktu *survival* sesuai dengan distribusi dugaan

H_1 : Waktu *survival* tidak sesuai dengan distribusi dugaan

Pengujian hipotesis di atas dilakukan dengan menggunakan statistik uji sebagai berikut,

$$A_n^2 = \left(-\frac{1}{n} \left\{ \sum_{i=1}^n (2i-1) \left[\ln F(x_i) + \ln (1 - F(x_{n+1-i})) \right] \right\} \right) - n \quad (2.2)$$

dimana F merupakan fungsi distribusi kumulatif dari distribusi tertentu dan x_i merupakan data waktu *survival* yang diurutkan.

Pengambilan keputusan atas hipotesis dengan menggunakan statistik uji (2.2) didasarkan pada kondisi berikut,

Tolak H_0 jika $A_n^2 > a_{n,1-\alpha}$ atau $p\text{-value} < \alpha$, $\alpha = 0,05$.

dengan $a_{n,1-\alpha}$ adalah nilai tabel dari *Anderson-Darling*. Semakin kecil nilai *Anderson-Darling* pada distribusi dugaan, maka data semakin mendekati distribusi dugaan tersebut (Hasyim, 2012).

2.3 Analisis *Survival*

Waktu *survival* dapat didefinisikan sebagai waktu terjadinya suatu peristiwa tertentu, oleh karena itu analisis *survival* dapat didefinisikan sebagai analisis mengenai data yang diperoleh dari catatan waktu yang dicapai suatu obyek sampai terjadinya peristiwa atau kejadian tertentu yang telah ditetapkan. Peristiwa atau kejadian yang dicatat bisa dari suatu penyakit atau respons suatu pengobatan (perlakuan), penyakit yang berulang atau kematian. Analisis *survival* lebih difokuskan untuk memprediksi peluang respon, *survival*, rata-rata waktu hidup (*lifetime*), mengidentifikasi resiko, dan memprediksi faktor-faktor yang berhubungan dengan respon (Lee & Wang, 2003). Waktu *survival* diperoleh dari awal kejadian sampai terjadinya peristiwa tertentu, yaitu kegagalan dari setiap objek yang disebut dengan *failure event* (Collet, 2003). Terdapat tiga elemen yang diperhatikan dalam menentukan waktu *survival*, yaitu: waktu awal (*time origin*), definisi *failure time* keseluruhan yang harus jelas dan skala waktu (*measurement scale of time*) sebagai satuan pengukuran yang harus jelas (Lee & Wang, 2003).

Analisis *survival* memiliki ciri khusus, yaitu distribusi data lama waktu (*lifetime*) yang bersifat menceng (*skew*) kanan karena nilainya akan selalu positif serta adanya data tersensor (Lee & Wang, 2003). Selain itu, tipe data lama waktu tidak dapat menggunakan analisis regresi linier biasa karena terdapat data tersensor dan tidak pula dapat menggunakan analisis regresi logistik karena lamanya waktu data yang diikuti tidak sama sehingga yang paling sesuai adalah menggunakan analisis *survival* (Vittinghoff, et al., 2005).

Analisis *survival* umumnya digunakan dalam bidang medis, namun analisis ini juga cocok digunakan dalam bidang lainnya. Contohnya ialah pada bidang teknik dalam mengamati masa pakai perangkat elektronik, komponen maupun sistem, pada bidang kriminologi dalam mengamati waktu penahanan, pada bidang sosiologi dalam mengamati lama pernikahan, pada bidang *marketing* dalam mengamati waktu seseorang berlangganan koran atau majalah, pada bidang asuransi dalam mengamati waktu penanganan sebuah klaim dan pada bidang lainnya yang memiliki resiko (Lee & Wang, 2003).

2.3.1 Data Tersensor

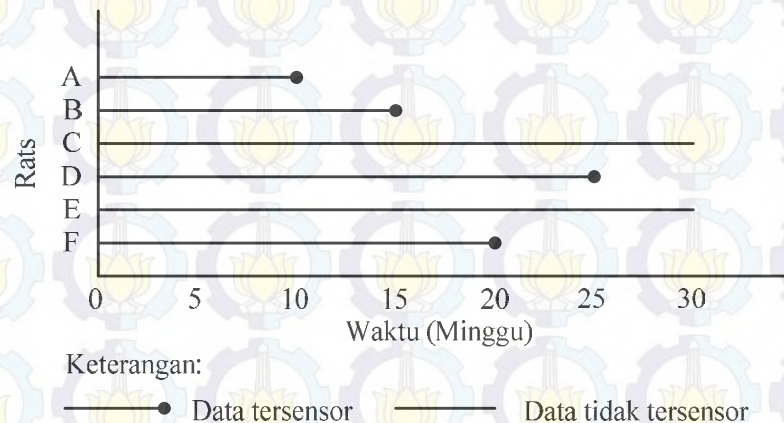
Sumber kesulitan data pada analisis *survival* yaitu adanya data tersensor. Kasus yang dihadapi dalam analisis *survival* adalah adanya kemungkinan beberapa individu tidak dapat diobservasi secara penuh sampai terjadinya *failure event* dan karena beberapa observasi tidak diperoleh informasinya secara lengkap, perlu dilakukan penyensoran (Hariyanto, 2009). Data dikatakan tersensor jika pengamatan waktu *survival* hanya sebagian atau kejadian akhir (*end-point*) atau *failure event* tidak seluruhnya dapat diamati (Collet, 2003). Dapat dikatakan pula bahwa data tersensor merupakan kemungkinan beberapa individu tidak bisa diobservasi sampai terjadinya *failure event* atau bisa dikatakan waktu *survival* hanya sebagian. Secara umum, ada tiga alasan penyebab terjadinya penyensoran menurut Collet (2003), diantaranya adalah sebagai berikut:

1. *Loss to follow up*, yaitu sensor yang terjadi bila objek pindah, meninggal, atau menolak untuk berpartisipasi.
2. *Drop out*, yaitu sensor yang terjadi bila perlakuan dihentikan karena suatu alasan tertentu.
3. *Termination of study*, yaitu sensor yang terjadi bila masa penelitian berakhir sementara objek yang diobservasi belum mencapai *failure event*.

Data tersensor adalah titik peristiwa dengan periode pengamatan harus dicatat. Apabila terdapat periode pengamatan c dengan pengamatan akan berhenti pada saat c_i dan *failure* tidak terjadi pada waktu itu maka pengamatan terdiri atas $X_i = \min(T_i, c_i)$ dengan indikator bernilai 1 jika $T_i \leq c_i$ (tidak tersensor, teramati lengkap sampai dengan *failure event* terjadi) dan indikator bernilai nol jika $T_i > c_i$ (tersensor) (Hariyanto, 2009). Terdapat beberapa cara pengklasifikasian tipe data tersensor (Lee & Wang, 2003), yaitu:

1. Tersensor tipe I

Terjadi jika semua nilai c_i adalah sama atau $c_i = c$ dan nilai konstan tersebut berdasarkan ketentuan dari peneliti. Hal ini dapat diartikan bahwa periode penelitian telah ditentukan dan objek penelitian masuk ke dalam penelitian pada waktu yang sama dan disebut data tersensor tipe I.



Gambar 2.1 Contoh Data Tersensor Tipe I (Lee & Wang, 2003)

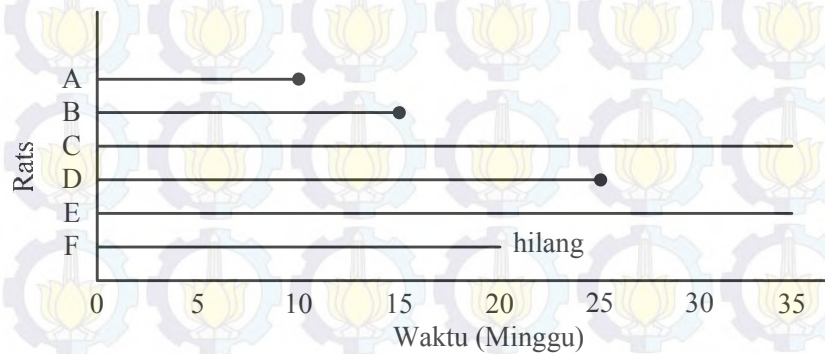
Misalkan kasus yang terjadi pada Gambar 2.1, dalam kurun waktu 30 minggu akan diamati mengenai perkembangan ukuran tumor. Ternyata, selama periode 30 minggu tersebut, terjadi perkembangan ukuran tumor pada *rats* A, B, dan D dalam masa pengamatan dan kasus ini termasuk kasus *last to follow up* (mangkir dari pengobatan). Untuk *rats* C dan E tidak terjadi perkembangan ukuran tumor hingga waktu pengamatan berakhir, sedangkan untuk *rats* F meninggal dunia pada minggu ke-20 dan kasus ini termasuk kasus *withdrawn alive* (bertahan). Data *rats* A, B, D, dan F yang mengalami perkembangan ukuran tumor dan meninggal disebut data tidak tersensor dan data lainnya disebut data tersensor.

2. Tersensor tipe II

Terjadi jika pengamatan berhenti setelah d pengamatan dengan banyaknya pengamatan yang harus mencapai *failure* yang ditentukan sejak awal. Pada data tersensor tipe II, individu masuk ke dalam penelitian pada waktu yang sama dan penelitian dihentikan jika sejumlah individu yang telah ditentukan gagal, mati, atau rusak.

Misalkan kasus yang terjadi pada Gambar 2.2, dalam kurun waktu 35 minggu akan diamati mengenai perkembangan ukuran tumor dan penelitian baru akan dihentikan jika dua *rats* meninggal dunia. Ternyata, sampai pada minggu ke-35, terdapat dua *rats* meninggal dunia (C dan E) sehingga penelitian dihentikan

pada minggu ke-35. Seperti terlihat pada Gambar 2.2 bahwa terdapat tiga *rats* yang *lost to follow up* (A, B dan D)



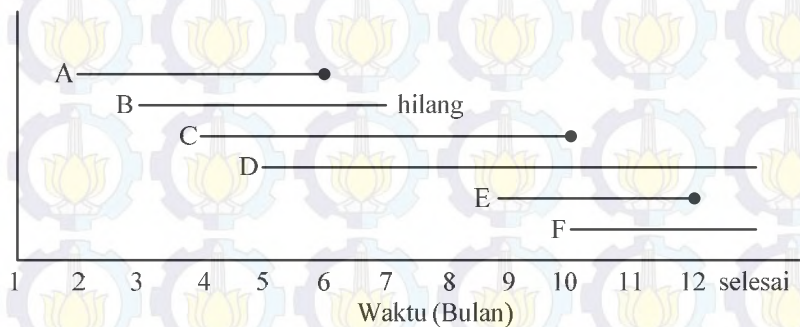
Keterangan:

—●— Data tersensor — Data tidak tersensor

Gambar 2.2 Contoh Data Tersensor Tipe II (Lee & Wang, 2003)

3. Tersensor tipe III

Data tersensor tipe III disebut juga tersensor secara progresif terjadi jika setiap individu masuk ke dalam penelitian pada waktu yang berbeda-beda selama periode penelitian. Data seperti ini seringkali terdapat pada penelitian klinis.



Keterangan:

—●— Data tersensor — Data tidak tersensor

Gambar 2.3 Contoh Data Tersensor Tipe III (Lee & Wang, 2003)

Misalkan kasus yang terjadi pada Gambar 2.3, dimana selama periode penelitian terdapat tujuh pasien yang masuk ke dalam pengamatan. Pasien A masuk ke dalam pengamatan pada bulan ke-2, pasien B masuk pada bulan ke-3, pasien C masuk pada bulan ke-4, dan seterusnya. Pada akhir periode penelitian, diketahui bahwa 3 pasien meninggal dunia (A, C, dan E), pasien B

lost to follow up, dan pasien D dan F *withdrawn alive* hingga akhir pengamatan.

Jenis pengklasifikasian lain untuk data tersensor (Collet, 2003), adalah:

1. Sensor kanan

Dikatakan tersensor kanan jika objek yang diamati pindah atau keluar sebelum *failure* terjadi dan setelah data dikumpulkan atau penelitian selesai. Dengan kata lain data tersensor kanan terjadi bila waktu *survival* seorang individu tidak lengkap sampai dengan saat periode *follow-up*.

2. Sensor kiri

Dikatakan tersensor kiri jika terjadi *failure* sebelum data mulai dikumpulkan. Dengan kata lain data tersensor kiri terjadi bila waktu *survival* seorang individu kurang atau sama dengan waktu *survival* individu saat di observasi.

3. Sensor interval

Dapat terjadi jika pemutusan dalam pengumpulan data dan objek penelitian mengalami *failure* di antara interval waktu tersebut.

2.3.2 Fungsi dalam Analisis *Survival*

Misalkan T adalah variabel acak non negatif yang menggambarkan *survival time* individu dari suatu populasi. Peluang T pada analisis *survival* secara umum digambarkan ke dalam tiga fungsi, yaitu fungsi kepadatan peluang (*Probability Density Function*), fungsi *survival*, dan fungsi *hazard*.

Jika T melambangkan waktu *survival* dan mempunyai distribusi peluang $f(t)$ maka fungsi distribusi kumulatif dinyatakan sebagai berikut:

$$F(t) = P(T < t) = \int_0^t f(u) du \quad (2.3)$$

fungsi *survival* atau $S(t)$ didefinisikan sebagai peluang suatu objek bertahan setelah waktu ke- t (Le, 1997), yaitu:

$$S(t) = P(T \geq t) = 1 - P(T < t) = 1 - F(t) \quad (2.4)$$

Sedangkan fungsi *hazard* merupakan laju kegagalan (*failure*) sesaat dengan asumsi individu telah bertahan sampai waktu ke- t yang didefinisikan sebagai berikut:

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \left\{ \frac{P(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} \right\} \quad (2.5)$$

sedangkan Kleinbaum (2005) menyatakan bahwa fungsi *hazard* menaksir peluang individu mengalami suatu *event* dalam waktu ke- t dalam kasus ini merupakan terjadinya perceraian dan dinyatakan melalui persamaan berikut:

$$h(t)dt = P(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t) \quad (2.6)$$

Berdasarkan definisi di atas, dapat diperoleh hubungan antara fungsi *survival* dan fungsi *hazard*. Berdasarkan teori peluang bersyarat, yaitu

$$P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)},$$

pembilang dalam limit persamaan (2.5) dapat ditentukan

hubungannya sebagai berikut:

$$\frac{P(t \leq T < t + \Delta t)}{P(T \geq t)} = \frac{F(t + \Delta t) - F(t)}{S(t)}$$

dengan $F(t)$ merupakan fungsi distribusi dari T , maka persamaan (2.5) dapat dituliskan sebagai berikut:

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \left\{ \frac{F(t + \Delta t) - F(t)}{\Delta t} \right\} \frac{1}{S(t)}$$

Dengan mengambil $F'(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \left\{ \frac{F(t + \Delta t) - F(t)}{\Delta t} \right\} = f(t)$ yang merupakan

derivatif dari $F(t)$, diperoleh hubungan antara fungsi *survival* dan fungsi *hazard* sebagai berikut:

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (2.7)$$

Diketahui, $F(t) = 1 - S(t)$ dapat dituliskan sebagai $\int f(t)dt = 1 - S(t)$.

Jika keduanya diturunkan terhadap t maka diperoleh $f(t) = \frac{d(1 - S(t))}{dt}$ dan nilai

$h(t)$ menjadi:

$$h(t) = \frac{\left(\frac{d(1 - S(t))}{dt} \right)}{S(t)} = \frac{-\frac{d}{dt} S(t)}{S(t)}$$

$$-h(t)dt = \frac{d(S(t))}{S(t)}$$

dengan mengintegralkan fungsi di atas, diperoleh:

$$-\int_0^t h(t)dt = \int_0^t \frac{1}{S(t)} d(S(t))$$

$$-\int_0^t h(t)dt = \ln S(t) \Big|_0^t = \ln(S(t)) - \ln(S(0)) = \ln(S(t))$$

$$S(t) = \exp \left[-\int_0^t h(t)dt \right]$$

dengan fungsi kumulatif *hazard* adalah sebagai berikut:

$$H(t) = \int_0^t h(t)dt \quad (2.8)$$

Sehingga hubungan antara fungsi kumulatif *hazard* atau $H(t)$ dengan fungsi *survival* atau $S(t)$ adalah:

$$H(t) = -\ln(S(t)) \quad (2.9)$$

dengan: t : Waktu yang diamati

T : Waktu *survival* seorang individu

$F(t)$: Fungsi distribusi kumulatif (CDF) dari distribusi data

$f(t)$: Fungsi kepadatan peluang (PDF)

$S(t)$: Fungsi *survival*

$h(t)$: Fungsi *proportional hazard*

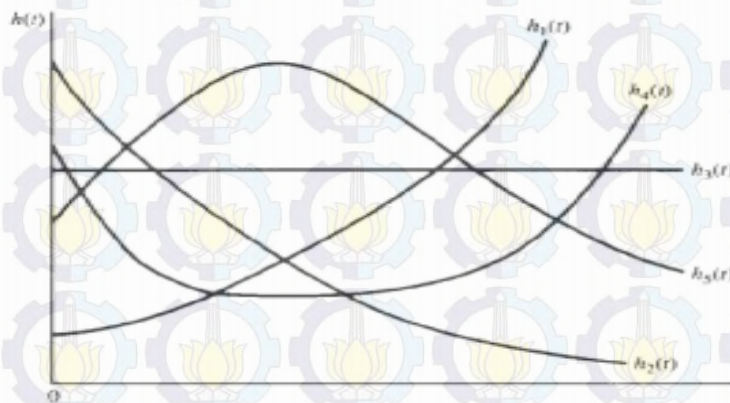
$H(t)$: Fungsi kumulatif *hazard*

(Kleinbaum & Klein, 2005)

Secara umum, terdapat dua alasan dalam menentukan model data *survival*.

Alasan yang pertama adalah untuk menentukan kombinasi dari variabel prediktor yang paling potensial mempengaruhi fungsi *hazard* dan alasan yang kedua adalah untuk memperoleh estimasi fungsi *hazard* dari objek itu sendiri. Fungsi *hazard* dengan notasi $h(t)$ menyatakan laju kematian/kegagalan sesaat, yaitu fungsi kegagalan jika suatu individu sudah dapat bertahan sampai waktu t . Fungsi ini dapat digunakan untuk membantu dalam pemilihan model sebaran data *survival time* (Lawless, 2002).

Fungsi *hazard* didefinisikan sebagai peluang kegagalan individu untuk bertahan selama interval waktu yang sangat pendek dengan asumsi bahwa individu tersebut telah bertahan pada awal interval atau limit peluang individu gagal bertahan dalam sebuah interval waktu yang sangat pendek, yaitu dari t sampai $t+\Delta t$ jika diketahui individu tersebut telah bertahan sampai waktu t dituliskan pada persamaan (2.5), semakin besar nilai *hazard* mengindikasikan bahwa risiko kegagalan yang dialami individu dalam penelitian semakin tinggi sehingga kemampuan bertahanannya semakin kecil (Lee & Wang, 2003).



Gambar 2.4 Contoh Fungsi *Hazard* (Lee & Wang, 2003)

Fungsi *hazard* dapat berupa fungsi naik, turun, konstan, atau menunjukkan fungsi yang lebih kompleks dan hal ini ditunjukkan pada Gambar 2.4 (Lee & Wang, 2003).

Jika resiko gagal (*failure*) pada waktu tertentu bergantung pada nilai x_1, x_2, \dots, x_p dari p variabel prediktor X_1, X_2, \dots, X_p maka nilai variabel tersebut diasumsikan telah tercatat sebagai *time origin*. Kumpulan nilai variabel prediktor dalam model *proportional hazard* diwakili oleh vektor \mathbf{x} , yaitu $\mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_p)^T$. Misalkan $h_0(t)$ sebagai fungsi *hazard* untuk setiap objek dengan nilai dari semua variabel prediktor penyusun vektor \mathbf{x} adalah nol maka fungsi $h_0(t)$ dikatakan sebagai fungsi *baseline hazard* (Collet, 2003). Fungsi *hazard* untuk objek ke- i dapat ditulis sebagai:

$$h_i(t) = \Psi(x_i) h_0(t)$$

dengan $\Psi(x_i)$ adalah fungsi dari vektor variabel prediktor untuk objek ke- i . Fungsi

$\Psi(x_i)$ dapat diartikan sebagai fungsi resiko seseorang pada waktu ke- t dengan vektor variabel prediktor x_i relatif terhadap resiko dari suatu objek yang mempunyai $x=0$. Secara umum, model *proportional hazard* diberikan dalam persamaan (2.10).

$$h_i(t) = h_0(t) \exp(\beta^T x) \quad (2.10)$$

atau dapat dijabarkan sebagai,

$$h_i(t) = h_0(t) \exp(\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_p x_{pi}) \quad (2.11)$$

model persamaan (2.11) dapat dinyatakan dalam bentuk lain, yaitu:

$$\left[\frac{h_i(t)}{h_0(t)} \right] = \exp(\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_p x_{pi})$$

atau sebagai model linear dengan *log-relatif hazard*, yaitu:

$$\ln \left[\frac{h_i(t)}{h_0(t)} \right] = (\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_p x_{pi})$$

2.3.3 Asumsi *Proportional Hazard*

Hal yang menarik pada regresi *cox* adalah data tidak harus memenuhi distribusi apapun (Hosmer, et al., 2008). Sedangkan asumsi pemodelan yang harus dipenuhi dalam regresi *cox* adalah bahwa fungsi *hazard* harus proporsional setiap waktu karena regresi *cox* tidak mengakomodasi variabel yang berubah-ubah sepanjang waktu (Collet, 2003). Dengan kata lain, asumsi proporsional terpenuhi jika pola plot antar kategori dalam variabel prediktor membentuk pola yang sejajar.

Asumsi proporsional adalah variabel prediktor independen terhadap waktu dan hubungan antara kumulatif *hazard* konstan setiap waktu. Asumsi *proportional hazard* salah satunya dapat diuji dengan melihat pola plot $\ln[-\ln(S(t))]$ atau $-\ln[-\ln(S(t))]$ terhadap waktu *survival* (t) untuk setiap variabel prediktor (Kleinbaum & Klein, 2005). Asumsi *proportional hazard* didasarkan oleh persamaan (Kleinbaum & Klein, 2005):

$$S(t, \mathbf{X}) = [S_0(t)]^{\exp \sum_{j=1}^p \beta_j X_j}$$

$$\ln [S(t, \mathbf{X})] = \exp \left(\sum_{i=1}^p \beta_i X_i \right) \ln [S_0(t)]$$

karena $S(t, \mathbf{X})$ adalah fungsi probabilitas *survival* sehingga $0 \leq S(t, \mathbf{X}) \leq 1$ maka nilai logaritma dari $S(t, \mathbf{X})$ dan $S_0(t)$ akan bernilai negatif sehingga diberikan tanda negatif di depan logaritma yang selanjutnya di logaritma kembali. Secara matematis, ditulis sebagai:

$$\begin{aligned} \ln \{ -\ln [S(t, \mathbf{X})] \} &= \ln \left[-\exp \left(\sum_{i=1}^p \beta_i X_i \right) \ln [S_0(t)] \right] \\ &= \ln \left[\exp \left(\sum_{i=1}^p \beta_i X_i \right) \right] + \ln \{ -\ln [S_0(t)] \} \\ &= \sum_{i=1}^p \beta_i X_i + \ln \{ -\ln [S_0(t)] \} \end{aligned}$$

atau dapat pula ditulis sebagai:

$$-\ln \{ -\ln [S(t, \mathbf{X})] \} = -\sum_{i=1}^p \beta_i X_i - \ln \{ -\ln [S_0(t)] \}$$

Mempertimbangkan dua spesifikasi dari vektor \mathbf{X} pada dua individu \mathbf{X}_1 dan \mathbf{X}_2 dengan $\mathbf{X}_1 = (X_{11}, X_{12}, \dots, X_{1p})$ dan $\mathbf{X}_2 = (X_{21}, X_{22}, \dots, X_{2p})$, maka

$$\ln \{ -\ln [S(t, \mathbf{X}_1)] \} = -\sum_{i=1}^p \beta_i X_{1i} - \ln \{ -\ln [S_0(t)] \} \quad (2.12)$$

dan

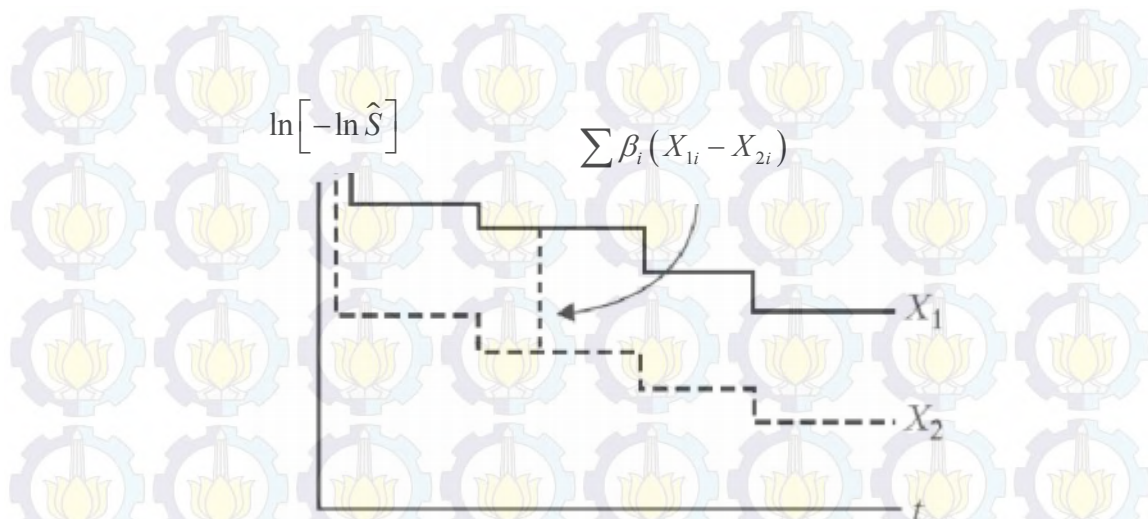
$$\ln \{ -\ln [S(t, \mathbf{X}_2)] \} = -\sum_{i=1}^p \beta_i X_{2i} - \ln \{ -\ln [S_0(t)] \} \quad (2.13)$$

berdasarkan persamaan (2.12) dan persamaan (2.13), diperoleh bahwa:

$$\ln \{ -\ln [S(t, \mathbf{X}_1)] \} - \ln \{ -\ln [S(t, \mathbf{X}_2)] \} = \sum_{i=1}^p \beta_i (X_{1i} - X_{2i}) \quad (2.14)$$

atau dapat pula ditulis sebagai:

$$-\ln \{ -\ln [S(t, \mathbf{X}_1)] \} = \ln \{ -\ln [S(t, \mathbf{X}_2)] \} + \sum_{i=1}^p \beta_i (X_{1i} - X_{2i})$$



Gambar 2.5 Kurva plot $-\ln[-\ln(S(t))]$ yang sejajar (Kleinbaum & Klein, 2005)

persamaan (2.14) dan Gambar 2.5. menunjukkan bahwa plot $\ln[-\ln S(t)]$ akan sejajar untuk setiap waktu t .

2.3.4 Estimasi Parameter Regresi Cox Proportional Hazard

Dalam menentukan model terbaik, perlu diestimasi koefisien variabel prediktor X_1, X_2, \dots, X_p dalam komponen linier model, yaitu $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$. Fungsi *baseline hazard* atau $h_{0(t)}$ juga perlu diestimasi. Dua komponen tersebut dapat diestimasi secara terpisah. Koefisien β diestimasi terlebih dahulu kemudian digunakan untuk membangun estimasi fungsi *baseline hazard*.

2.3.4.1 Estimasi β_i

Koefisien β dalam model *proportional hazard* dengan nilai yang belum diketahui dapat diestimasi dengan menggunakan metode estimasi *partial likelihood*. Sebelum melakukan metode estimasi *partial likelihood* ini, *likelihood* data sampel harus sudah diketahui.

Anggap terdapat data yang sesuai sebanyak n sampel, diantaranya terdapat r sampel *failure* dengan waktu yang berbeda dengan urutan waktu *failure*, yaitu

$t_{(1)} < t_{(2)} < \dots < t_{(r)}$ dengan $t_{(i)}$ adalah urutan waktu *failure* ke- i . Fungsi *likelihood* yang sesuai untuk model *hazard* proporsional (Collet, 2003), yaitu:

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^n \frac{\exp(\beta' \mathbf{x}_{(i)})}{\sum_{l \in R(t_{(i)})} \exp(\beta' \mathbf{x}_{(l)})} \quad (2.15)$$

dengan $\mathbf{x}_{(i)}$ adalah vektor prediktor dari objek yang *failure* pada saat ke- i dengan urutan waktu $t_{(i)}$. Jika data yang diperoleh terdiri atas n pengamatan waktu *survival* dan ditunjukkan oleh t_1, t_2, \dots, t_n , δ_i adalah indikator sensor yang bernilai nol untuk waktu *survival* ke- i , t_i ($i=1, 2, \dots, n$), dan tersensor kanan maka fungsi *partial likelihood* pada persamaan (2.15) dapat dinyatakan dalam bentuk sebagai berikut (Collet, 2003):

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^n \left[\frac{\exp(\beta' \mathbf{x}_{(i)})}{\sum_{l \in R(t_{(i)})} \exp(\beta' \mathbf{x}_{(l)})} \right]^{\delta_i} \quad (2.16)$$

dan fungsi log-*likelihood* yang bersesuaian adalah sebagai berikut:

$$\log L(\beta) = \sum_{i=1}^n \delta_i \left\{ \beta' \mathbf{x}_{(i)} - \log \sum_{l \in R(t_i)} \exp(\beta' \mathbf{x}_{(l)}) \right\} \quad (2.17)$$

Estimasi parameter dalam model *cox proportional hazard* dapat diperoleh dengan memaksimumkan fungsi *likelihood*. Metode yang digunakan untuk mencari nilai estimasi parameter adalah metode iterasi numerik *Newton-Raphson*.

Dengan diketahuinya fungsi log-*likelihood*, diperoleh vektor $\mathbf{u}(\beta)$ yang merupakan vektor berukuran $p \times 1$ dan merupakan turunan pertama fungsi log-*likelihood* terhadap parameter β , untuk $m=1, 2, \dots, l$ (Cox, 1972).

$$\mathbf{u}(\beta) = \frac{\partial L(\beta)}{\partial \beta_k} = \sum_{i=1}^n \left[x_{ki} - \frac{\sum_{l \in R(t_i)} x_{kl} \exp(\beta' \mathbf{x}_{(l)})}{\sum_{l \in R(t_i)} \exp(\beta' \mathbf{x}_{(l)})} \right]$$

Matrik $\mathbf{I}(\boldsymbol{\beta})$ adalah matrik informasi berukuran $p \times p$ dan matrik turunan negatif kedua dari fungsi log-likelihood sehingga elemen ke- (i,m) dari $\mathbf{I}(\boldsymbol{\beta})$ adalah:

$$\mathbf{I}(\boldsymbol{\beta}) = -\frac{\partial^2 \log L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_i \partial \beta_m}$$

$$\mathbf{I}(\boldsymbol{\beta}) = -\sum_{i=1}^n \delta_i \left\{ \frac{\sum_{l \in R(t_i)} x_{il} x_{ml} \exp(\boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_l)}{\sum_{l \in R(t_i)} \exp(\boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_l)} \right\} \left\{ \frac{\left(\frac{\sum_{l \in R(t_i)} x_{il} \exp(\boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_l)}{\sum_{l \in R(t_i)} \exp(\boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_l)} \right) \left(\frac{\sum_{l \in R(t_i)} x_{ml} \exp(\boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_l)}{\sum_{l \in R(t_i)} \exp(\boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_l)} \right)}{\sum_{l \in R(t_i)} \exp(\boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_l)} \right\}$$

Berdasarkan prosedur *Newton-Raphson*, estimasi parameter $\boldsymbol{\beta}$ pada iterasi ke- $(s+1)$, $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{s+1}$ adalah:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}_{s+1} = \hat{\boldsymbol{\beta}}_s + \alpha \mathbf{I}^{-1}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_s) \mathbf{u}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_s) \quad (2.18)$$

untuk $s=0, 1, 2, \dots$ dan $0 < \alpha < 1$ untuk menjamin konvergensi $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{s+1}$ dengan $\mathbf{u}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_s)$ adalah vektor dan $\mathbf{I}^{-1}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_s)$ adalah invers dari matrik informasi. Proses awal dimulai dengan menentukan nilai awal $\hat{\boldsymbol{\beta}}_0$. Proses berhenti jika perubahan dalam fungsi log-likelihood kecil. Ketika proses iterasi konvergen, matrik *varian-kovarian* dari estimasi parameter dapat didekati dengan invers matrik informasi $\mathbf{I}^{-1}(\hat{\boldsymbol{\beta}})$. Akar dari elemen diagonal pada matriks ini akan menjadi standar *error* dari nilai estimasi $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$. Estimasi dengan metode *partial likelihood* yang ditunjukkan pada persamaan (2.16) dalam prakteknya sulit untuk diterapkan karena asumsi *partial likelihood* hanya berlaku jika data penelitian seluruhnya sudah mengalami kondisi *failure* (Collet, 2003). Namun pada kenyataannya, penelitian data *survival* selalu memiliki keterbatasan adanya data tersensor sehingga penghitungan komputasi *partial likelihood* dilakukan dengan pendekatan metode *Breslow* yang dituliskan sebagai berikut:

$$\prod_{i=1}^n \frac{\exp(\boldsymbol{\beta}' \mathbf{s}_i)}{\left\{ \sum_{l \in R(t_i)} \exp(\boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_l) \right\}^{d_i}} \quad (2.19)$$

dengan s_j menunjukkan banyaknya variabel prediktor $x_{(i)}$ yang mengalami kondisi *failure* pada waktu $t_{(i)}$.

2.3.4.2 Estimasi Fungsi *Survival* dan Fungsi *Hazard*

Misalkan komponen linier dari model *proportional hazard* terdiri atas m variabel prediktor X_1, X_2, \dots, X_p dan koefisien yang diestimasi dari variabel ini adalah $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_p$ maka estimasi fungsi *hazard* untuk objek ke- i dalam penelitian ini adalah:

$$\hat{h}_i(t) = \exp(\hat{\beta}'x_i) \hat{h}_0(t) \quad (2.20)$$

dengan x_i adalah nilai vektor dari variabel prediktor untuk individu ke- i ($i=1, 2, \dots, p$) dan $\hat{h}_0(t)$ adalah nilai estimasi dari fungsi *baseline hazard*. Estimasi fungsi *hazard* dapat diperoleh jika nilai estimasi fungsi *baseline hazard* diperoleh terlebih dahulu.

Estimasi fungsi *baseline hazard* ditemukan oleh Kalbfleisch dan Prentice (1973) dalam Collet (2003) dengan menggunakan pendekatan berdasarkan metode *maximum likelihood*. Andaikan terdapat r dengan *failure* yang berbeda dan disusun berurutan, yaitu $t_{(1)} < t_{(2)} < \dots < t_{(n)}$ dan terdapat d_i terjadi *failure* dan n_i objek dalam resiko *failure* pada waktu $t_{(i)}$ maka estimasi fungsi *baseline hazard* adalah:

$$\hat{h}_0(t_{(i)}) = 1 - \xi_i \quad (2.21)$$

Dengan nilai ξ_j adalah solusi dari persamaan sebagai berikut:

$$\sum_{l \in D(t_{(i)})} \frac{\exp(\hat{\beta}'x_l)}{1 - \xi_j^{\exp(\hat{\beta}'x_l)}} = \exp(\hat{\beta}'x_i) \quad (2.22)$$

untuk $j=1, 2, \dots, J$ dan $D(t_{(i)})$ adalah seluruh nilai d_i dari objek yang telah *failure* pada saat ke- j , yaitu waktu *failure* berurutan dari objek $t_{(i)}$. Pada kejadian tertentu ketika tidak terdapat ikatan dengan waktu *failure* dan $d_i=1$ untuk $i=1, 2, \dots, n$ persamaannya menjadi:

$$\hat{\xi}_i = \left(1 - \frac{\exp(\hat{\beta}'x_{(i)})}{\sum_{l \in R(t_{(i)})} \exp(\hat{\beta}'x_l)} \right)^{\exp(-\hat{\beta}'x_{(i)})}$$

dengan $x_{(j)}$ adalah nilai vektor dari variabel prediktor untuk objek yang *failure* pada saat waktu $t_{(j)}$. Selanjutnya, dibuat asumsi bahwa resiko *failure* adalah konstan antar waktu *failure* yang berdekatan. Kemudian, ξ_j dapat dipandang sebagai estimasi dari peluang objek bertahan dimulai dari waktu $t_{(j)}$ sampai dengan $t_{(j+1)}$ sehingga fungsi *baseline survival* adalah sebagai berikut:

$$\hat{S}_0(t) = \prod_{i=1}^n \xi_i \quad (2.23)$$

untuk $t_{(k)} \leq t \leq t_{(k+1)}$, $k=1, 2, \dots, J-1$. Oleh karena itu, estimasi ini dikatakan sebagai fungsi tangga (*step-function*).

Nilai estimasi dari fungsi *baseline survival* adalah nol untuk $t \geq t_{(n)}$ jika terdapat data *survival* tersensor bernilai lebih besar daripada $t_{(n)}$. Jika kasus ini terjadi maka $\hat{S}_0(t)$ tidak terdefiniskan diluar $t_{(n)}$. Fungsi kumulatif *baseline hazard* berdasarkan persamaan (2.9) adalah:

$$\hat{H}_0(t) = -\ln \hat{S}_0(t) = -\sum_{i=1}^n \ln \xi_i \quad (2.24)$$

untuk $t_{(k)} \leq t \leq t_{(k+1)}$, $k=1, 2, \dots, J-1$.

Secara khusus, berdasarkan persamaan (2.20), fungsi *hazard* dapat diestimasi dengan $\exp(\hat{\beta}'x_i)\hat{h}_0(t)$. Selanjutnya, kedua sisi persamaan (2.20) diintegrasikan sehingga menjadi persamaan:

$$\int_0^t \hat{h}_i(u) du = \exp(\hat{\beta}'x_i) \int_0^t \hat{h}_0(u) du \quad (2.25)$$

dan estimasi dari fungsi kumulatif *hazard* dan fungsi *survival* untuk objek ke- i adalah:

$$\hat{H}_i(t) = \exp(\hat{\beta}'x_i) \hat{H}_0(t) \quad (2.26)$$

$$-\ln \hat{S}_i(t) = -\ln \hat{S}_0(t) \exp(\hat{\beta}'x_i)$$

$$\hat{S}_i(t) = \left[\hat{S}_0(t) \right]^{\exp(\hat{\beta}'x_i)} \quad (2.27)$$

untuk $t_{(k)} \leq t \leq t_{(k+1)}$, $k=1, 2, \dots, J-1$.

2.3.5 Pengujian Parameter Model

Setelah mendapatkan variabel prediktor yang masuk dalam model, langkah selanjutnya adalah melakukan uji signifikansi parameter model. Langkah-langkah pengujian parameter menurut Collet (2003) sebagai berikut:

1. Uji Serentak

Pengujian ini dilakukan untuk melihat dari beberapa koefisien regresi yang didapat, paling tidak ada satu saja yang signifikan. Hipotesis yang diuji adalah:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_i = 0$$

$$H_1 : \text{minimal ada satu } \beta_i \neq 0 \text{ dimana } i = 1, 2, \dots, p$$

Statistik uji yang digunakan adalah statistik uji G^2 atau uji rasio *likelihood* yang dirumuskan sebagai berikut:

$$G^2 = -2 \ln \left[\frac{L_0}{L_p} \right] \quad (2.28)$$

dimana:

$$L_p = \prod_{i=1}^n \left[\frac{\exp(\beta' \mathbf{x}_i)}{\sum_{l \in R(t_i)} \exp(\beta' \mathbf{x}_l)} \right]^{\delta_i}$$

$$L_0 = \prod_{i=1}^n \left[\frac{\exp(\beta' \mathbf{x}_i)}{\sum_{l=1}^n \exp(\beta' \mathbf{x}_l)} \right]^{\delta_i}$$

dimana:

L_0 : nilai *likelihood* variabel prediktor tereduksi

L_p : nilai *likelihood* dengan semua variabel prediktor

Statistik G^2 ini mengikuti sebaran *Chi-Square* dengan derajat bebas p . Tolak

H_0 jika $G^2 > \chi^2_{\alpha, p}$ atau $p\text{-value} < \alpha$ berarti bahwa variabel prediktor secara keseluruhan mempengaruhi variabel respon. H_0 ditolak berarti paling sedikit ada satu $\beta_i \neq 0$.

2. Uji Parsial

Untuk menguji signifikansi masing-masing parameter (koefisien regresi β_k) secara parsial digunakan uji *Wald* (Collet, 2003) dengan menggunakan hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_i = 0$$

$$H_1 : \beta_i \neq 0, \text{ dimana } m = 1, 2, \dots, p$$

Statistik uji yang digunakan adalah uji *Wald* yang dirumuskan:

$$W_i = \left[\frac{\hat{\beta}_i}{SE(\hat{\beta}_i)} \right]^2 \quad (2.29)$$

dimana:

$\hat{\beta}_i$: penduga β_i

$SE(\hat{\beta}_i)$: *standard error* dari $\hat{\beta}_i$

W_i diasumsikan mengikuti sebaran *Chi-Square*. Hipotesis akan ditolak jika $W_i > \chi^2_{\alpha,1}$ atau *p-value* $< \alpha$. H_0 ditolak berarti bahwa variabel prediktor ke- i secara parsial atau berdiri sendiri berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2.3.6 Odds Ratio

Odds ratio (OR) merupakan suatu ukuran yang digunakan untuk mengetahui tingkat resiko (kecenderungan) yaitu perbandingan antara *Odd* individu dengan kondisi variabel prediktor X pada kategori sukses dengan kategori gagal (Hosmer, et al., 2008). Nilai estimasi dari *Odds Ratio* diperoleh dengan mengeksponensialkan koefisien regresi *Cox* masing-masing variabel prediktor yang signifikan berhubungan dengan *hazard rate*-nya.

Misal X variabel prediktor dengan dua kategori yaitu 0 dan 1. Hubungan antara variabel X dan *hazard rate* atau $h(t)$ dinyatakan dengan $h(t|x) = h_0(t)e^{\beta x}$ maka:

- Individu dengan $x=1$, maka fungsi *hazard*-nya:

$$h_0(t | x=1) = h_0(t) e^{\beta \cdot 1} = h_0(t) e^{\beta}$$

- Individu dengan $x=0$, maka fungsi *hazard*-nya:

$$h_0(t | x=0) = h_0(t) e^{\beta \cdot 0} = h_0(t)$$

- *Odds Ratio* untuk individu dengan $x=1$ dibanding $x=0$, yaitu:

$$OR = \frac{h_0(t | x=1)}{h_0(t | x=0)} = \frac{h_0(t) e^{\beta}}{h_0(t)} = e^{\beta} \quad (2.30)$$

Nilai *OR* artinya bahwa tingkat kecepatan terjadinya *failure event* pada individu dengan kategori $x=1$ sebesar e^{β} kali tingkat kecepatan terjadinya resiko peristiwa *failure event* pada individu dengan kategori $x=0$. Sedangkan untuk variabel kontinu, nilai dari e^{β} mempunyai interpretasi sebagai perbandingan *odds ratio* antara individu dengan nilai x lebih besar 1 satuan dibandingkan individu lainnya.

2.4 Model Mixture

Setiap subpopulasi merupakan suatu komponen dari populasinya yang tersusun secara *mixture* dengan proporsi yang bervariasi untuk setiap komponennya. Setiap model *mixture* dapat terlihat dari pola datanya yang cenderung terlihat sebagai bentuk gabungan dari beberapa grup atau komponen (Gelman, et al., 2004). Setiap komponen bisa memiliki distribusi yang sama maupun berbeda dengan komponen lainnya. Distribusi *mixture* menggabungkan komponen-komponen tersebut untuk mendapatkan hasil analisis yang lebih akurat dari suatu data yang kompleks. Distribusi *mixture* menyediakan kerangka parametrik yang fleksibel dalam pemodelan dan analisis statistik (Marin, et al., 2001).

Model *mixture* pada awalnya dikembangkan pada analisis *cluster* pada data heterogen dan pada perkembangan selanjutnya dikembangkan pada analisis lainnya termasuk analisis *survival* (McLachlan & Peel, 2000). Model *mixture* telah dikembangkan dengan berbagai pendekatan, yaitu *Expectation and Maximitation*

(EM), *Neural Network*, *Maximum Likelihood*, dan *Bayesian* (McLachlan & Peel, 2000).

Suatu model *mixture* merupakan sebuah model peluang yang digambarkan dengan densitas sebagai berikut (Bernardo & Giron, 1988):

$$f(t | \lambda, \mathbf{x}, \boldsymbol{\theta}) = \sum_{k=1}^K \lambda_k f_k(t | \mathbf{x}, \boldsymbol{\theta}_k), \quad \lambda_k > 0, \quad \sum_{k=1}^K \lambda_k = 1 \quad (2.31)$$

dimana $\lambda = \{\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_K\}$, $\boldsymbol{\theta} = \{\boldsymbol{\theta}_1, \boldsymbol{\theta}_2, \dots, \boldsymbol{\theta}_K\}$ dan K adalah banyaknya komponen dalam *mixture*. Dalam model ini, $f(t | \mathbf{x}, \boldsymbol{\theta}_k)$ adalah peluang dari x dalam populasi P_k , yang mana merupakan fungsi densitas model atau *mixture* dengan parameter $\boldsymbol{\theta}_k$.

Untuk sebuah populasi, $f_k(t | \lambda, \mathbf{x}, \boldsymbol{\theta})$ merupakan model sebuah populasi dengan setiap model masing-masing komponennya adalah merupakan suatu representasi distribusi atau model dari subpopulasinya sehingga sebuah populasi akan memungkinkan mempunyai beberapa model penyusun $f(t | \mathbf{x}, \boldsymbol{\theta}_k)$ yang sama atau saling berbeda satu sama lain seperti *poisson*, normal, atau distribusi yang lain dan bahkan sebuah *mixture*. Selanjutnya, λ_k adalah proporsi dari komponen *mixture* dengan $0 \leq \lambda_k \leq 1$, $\sum_{k=1}^K \lambda_k = 1$. Model yang dijabarkan pada persamaan (2.31) disebut sebagai model *finite mixture* yang berlaku untuk model dengan jumlah komponen k tertentu.

Pemodelan *mixture* akan lebih akurat hasilnya karena lebih mendekati distribusi data yang sebenarnya. Hal ini dilakukan dengan membuat komponen *mixture* yang merupakan pendekatan dari distribusi data yang kompleks. Namun demikian, komponen *mixture* yang lebih banyak tidak selalu menjadikan kurva distribusinya lebih baik (Iriawan, 2000).

2.5 Pendekatan *Bayesian* pada Distribusi *Mixture*

Pada inferensia statistik dalam mengestimasi dan menguji hipotesis tentang parameter dilakukan berdasarkan informasi sampel yang diambil dari populasi. Didalam melakukan inferensi (mengambil keputusan) tentang parameter

populasi kadang-kadang diperoleh informasi tambahan mengenai parameter populasi yang diteliti. Sedangkan dalam metode *Bayesian* berusaha menggabungkan informasi dari sampel dengan informasi lain yang telah tersedia sebelumnya.

Dalam pendekatan *Bayesian*, data digunakan sebagai informasi untuk mengestimasi suatu parameter dan digolongkan ke dalam dua kelompok, yaitu data pengamatan saat ini yang bersifat sesaat selama studi dan data yang bersifat *long memory histogram* yang dikumpulkan di masa lampau (Iriawan, 2001). Hal ini merupakan kelebihan dari metode *Bayes* yang terletak pada kemampuannya dalam mengakomodasi informasi awal yang dimiliki oleh peneliti, dimana kesimpulan akhir dari nilai dugaan parameter distribusi didasarkan tidak hanya pada informasi dari sampel saja melainkan juga didasarkan atas informasi subjektif dari peneliti. Informasi awal ini (*prior*) biasanya dikuantifikasi dalam bentuk distribusi dari parameternya (Box & Tiao, 1973) dalam (Mukid & Wilandari, 2012).

Pada pendekatan *Bayesian*, data yang diobservasi disebut x dan parameter data adalah θ . Teorema *Bayes* digunakan untuk menentukan distribusi θ dengan syarat x , yaitu:

$$p(\theta | x) = \frac{l(x | \theta)p(\theta)}{p(x)} \quad (2.32)$$

Persamaan (2.32) sering dikatakan sebagai metode *peng-update-an* informasi *prior* parameter θ atau $p(\theta)$, dengan menggunakan informasi sampel yang terdapat dalam *likelihood* data atau $l(x|\theta)$, untuk memperoleh informasi *posterior* $p(\theta|x)$ yang akan digunakan dalam pengambilan keputusan, dengan $p(x)$ adalah *normalized constant*. Sehingga, *posterior* dalam (2.32) dapat dituliskan sebagai berikut:

$$p(\theta | x) \propto p(\theta)l(x | \theta) \quad (2.33)$$

dengan kata lain *posterior* didapatkan dengan mengalikan *likelihood* yang berisi informasi yang tersedia dari sampel yang diobservasi, dengan *prior* parameter yang berisi informasi dari data sebelumnya.

Pada persamaan (2.33) memperlihatkan bahwa distribusi *posterior* akan proporsional saat *likelihood* data dikalikan dengan distribusi *prior*-nya. Sehingga,

jika persamaan (2.33) ini diterapkan pada model *mixture*, maka θ dinyatakan sebagai sebuah vektor parameter yang memuat semua parameter model *mixture* (Iriawan, 2001).

Dalam *Bayesian*, semua parameter di dalam model dianggap sebagai variabel sehingga untuk mengestimasi parameter model, *posterior* gabungan parameter model harus dibangun terlebih dahulu dengan mengacu pada informasi data yang telah diketahui. Misalkan $\mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ adalah data yang diketahui dan θ serta P adalah parameter model *mixture* yang tidak diketahui dan akan diduga. Dengan membentuk parameter indikator $\mathbf{z} = (1, 2, \dots, k, \dots, K)$ yang menunjukkan bahwa x_i adalah anggota dari subpopulasi ke- i dari *mixture* $k = 1, 2, \dots, K$, distribusi subpopulasi pada saat $z_i = 1$ adalah $f(x_i | z_i = 1)$ dan $f(z_i = 1 | p) = p_k$ dengan p_k adalah proporsi (bobot) keberadaan sub populasi ke- k di dalam model *mixture* (Hariyanto, 2009).

Spesifikasi dari distribusi *prior* sangat penting dalam metode *bayesian* karena *prior* tersebut mempengaruhi bentuk *posterior* yang digunakan sebagai alat pengambilan keputusan. Bila informasi *prior* tersedia maka informasi distribusi *prior* akan terangkum didalamnya. Namun pada umumnya informasi *prior* tidak tersedia.

2.5.1 Metode Estimasi pada Distribusi *Mixture*

Metode histogram merupakan cara untuk mendeteksi adanya kecenderungan bahwa suatu data berdistribusi *mixture* (Iriawan, 2001). Estimasi distribusi *mixture* menggunakan metode *Bayesian* dilakukan dengan menemukan distribusi *posterior*, dengan cara mengalikan distribusi *prior* dan *likelihood* data. Kemudian, estimasi nilai setiap parameter modelnya dapat ditentukan setelah semua *prior* yang relevan telah diberikan (Gamerman, 1997).

Estimasi model *mixture* dengan banyak parameter ini akan memunculkan kesulitan tersendiri. Dimensi model yang besar maupun kompleksnya struktur model yang tinggi akan memberikan kesulitan pada masing-masing langkah

estimasi parameternya. Untuk menyelesaikan kesulitan ini, pendekatan *Bayesian* memiliki kelebihan dalam penarikan kesimpulan secara numerik, yaitu dengan menggunakan metode *Markov Chain Monte Carlo* (MCMC) (Iriawan, 2000) yang akan dijelaskan kemudian.

2.5.2 Distribusi *Prior*

Untuk memperoleh estimator *Bayes* suatu parameter perlu diketahui bentuk *prior*-nya. Karena distribusi *posterior* merupakan hasil kali antara distribusi *prior* dengan fungsi *likelihood* data, maka untuk memperoleh estimator *Bayes* perlu diketahui distribusi *prior*-nya. Distribusi *prior* dapat diperoleh melalui data masa lalu yang telah ada dan distribusi *prior* ini biasa disebut dengan *prior* “*data based*” (DB). Namun, jika data masa lalu tidak tersedia, distribusi *prior* dipilih berdasarkan kepercayaan peneliti saja, dan *prior* jenis ini disebut *prior* “*non data based*” (NDB). Pemilihan distribusi *prior* yang tepat kadang-kadang sangat sulit (Zellner, 1971).

Berdasarkan teorema *Bayes*, informasi awal yang digunakan sebagai distribusi *prior* dan informasi sampel yang dinyatakan dengan fungsi *likelihood* dikombinasikan untuk membentuk distribusi *posterior*. Jika kurang tepat dalam menentukan distribusi *prior* maka distribusi *posterior*nya juga akan kurang tepat. Ada beberapa tipe distribusi *prior* yang dikenal dalam metode *bayesian* (Box & Tiao, 1973), yaitu:

1. *Conjugate prior* dan *Non Conjugate Prior* (Zellner, 1971) adalah *prior* yang terkait dengan pola model *likelihood* dari data.
2. *Proper prior* dan *Improper Prior* (*Jeffrey Prior*), yaitu *prior* yang terkait dengan pemberian bobot/densitas di setiap titik terdistribusi secara *uniform* atau tidak.
3. *Infomative prior* dan *Non-Informative Prior*, yaitu *prior* yang terkait dengan diketahui atau belum diketahuinya pola/frekuensi distribusi data.
4. *Pseudo Prior* (Carlin & Chib, 1995) menjelaskan *prior* yang terkait dengan pemberian nilai yang disetarakan dengan hasil elaborasi pendapat kaum *frequentist*.

Ketika data tidak ada, maka kesimpulan diambil berdasarkan distribusi *prior* $p(\theta)$. Sedangkan pada saat terdapat satu pengamatan maka penarikan kesimpulan dilakukan melalui *posterior* pada persamaan (2.32). Ketika muncul pengamatan kedua maka *posterior* data pertama digunakan sebagai *prior* baru yang digabungkan dengan data baru untuk meng-*update* distribusi *posterior* yang baru.

2.5.3 Likelihood pada Model Mixture

Fungsi *likelihood* distribusi *mixture* berbeda dengan fungsi *likelihood* distribusi *univariate*. Jika terdapat data pengamatan sebanyak n yang terdekomposisi ke dalam k kelompok data (subpopulasi) yang masing-masing mempunyai distribusi maka fungsi *likelihood* model *mixture* tersusun dari beberapa *likelihood* data di setiap subpopulasi menurut distribusi masing-masing. Berdasarkan model *mixture* pada persamaan (2.31), fungsi *likelihood* model *mixture* adalah:

$$l_{mix} = \prod_{i=1}^n f_{mix}(x_i | \theta)$$

$$l_{mix} = \prod_{i_1=1}^{n_1} \lambda_1 f(t_{i1} | \theta_1) + \prod_{i_2=1}^{n_2} \lambda_2 f(t_{i2} | \theta_2) + \dots + \prod_{i_K=1}^{n_K} \lambda_K f(t_{iK} | \theta_K) \quad (2.34)$$

dengan syarat persamaan (2.34) adalah $n_1 + n_2 + \dots + n_K = n$ dan k adalah banyaknya komponen *mixture*.

2.6 Markov Chain Monte Carlo (MCMC)

Metode *bayesian* dan MCMC sangat sulit untuk dipisahkan. Untuk model *posterior* dari suatu *Bayesian* yang sangat rumit, diperlukan proses integrasi yang sulit dalam menentukan *marginal posterior* suatu parameter, maka diperlukan sebuah alternatif solusi dengan pendekatan numerik. MCMC pertama kali dikembangkan oleh Geman dan Geman (1984) untuk memfasilitasi metode alternatif ini. Adapun cara dari metode MCMC (utamanya *Gibbs Sampler*) dalam memfasilitasi penyelesaian numerik ini adalah dengan membangkitkan data sampel

parameter θ (katakan $\theta = (\pi, \sigma^2, \beta)$), yang diberlakukan sebagai suatu random vektor dengan distribusi tertentu dan mempunyai nilai dugaan $f(\bar{\Theta})$ dari fungsi yang terkait dalam $f(\Theta)$ (Iriawan, 2003). Karena semua parameter $\theta = (\pi, \sigma^2, \beta)$ dalam *bayesian* diperlakukan sebagai variabel, maka inferens pada estimasinya akan didasarkan pada:

$$\begin{aligned} f(\bar{\Theta}) &= E(f(\Theta) | y^n) \\ &= \int f(\theta) d\mu(\theta) \\ &= \int f(\theta) p(\theta | y^n) d\theta \end{aligned} \quad (2.35)$$

dimana y^n adalah data yang telah diketahui. Pada banyak kasus, persamaan (2.35) tidak mudah untuk dihitung. Kesulitan pertama yang akan dihadapi adalah pada distribusi bersyarat $f(\Theta)$ yang tidak akan mudah diselesaikan secara analitis. Sehingga, dalam mengestimasi fungsi densitas $f(\bar{\Theta})$ pada persamaan (2.35) digunakanlah metode MCMC (Iriawan, 2003).

MCMC merupakan perpaduan sifat rantai Markov pada integrasi dengan simulasi *Monte Carlo*. Integrasi *Monte Carlo* merupakan teknik integrasi dengan metode komputasi untuk memperoleh sebuah nilai harapan (*expectation*).

MCMC menyelesaikan persamaan (2.35) dengan cara membangkitkan nilai-nilai parameter θ dari tiap model *marginal*-nya dengan menggunakan metode *rejection sampling*. MCMC memberikan dua cara mudah untuk mengestimasi $f(\Theta)$. Pertama, MCMC dapat menyederhanakan model yang kompleks dan berdimensi tinggi, $\theta = (\pi, \sigma^2, \beta)$ menjadi *uni*-variabel dan *uni*-dimensi sehingga akan mudah untuk menyelesaikan persamaan (2.35). Kedua, MCMC untuk menghitung persamaan (2.35) dengan cara mengestimasinya melalui bangkitan N deretan data (Iriawan, 2003).

2.6.1 Gibbs Sampler

Metode *Gibbs Sampler* dikembangkan pertama kali dalam penelitian di bidang komputer grafik pada tahun 1984 di Amerika Serikat oleh S. Geman dan D. Geman. *Gibbs Sampler* merupakan generator yang sangat efisien, sehingga sering digunakan sebagai generator variabel-variabel random pada analisis data yang menggunakan metode MCMC. Metode *Gibbs Sampler* dapat didefinisikan sebagai suatu teknik simulasi untuk membangkitkan variabel *random* dari suatu distribusi tertentu secara tidak langsung, tanpa harus menghitung fungsi densitas dari suatu distribusi data (Casella & George, 1992). Dalam banyak kasus, terlihat bahwa cara kerja *Gibbs Sampler* hanya didasarkan pada sifat dasar rantai *markov*. Secara detail metode ini dapat diterangkan sebagai berikut (Geman & Geman, 1984) dan (Iriawan, 2003):

Anggap beberapa variabel random, $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p, \sigma_d$, tergabung dalam suatu distribusi gabungan,

$$f(\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p, \sigma_d) \quad (2.36)$$

dimana distribusi bersyarat:

$$\begin{aligned} &f(\beta_0 | \beta_1, \beta_2, \dots, \sigma_d) \\ &f(\beta_1 | \beta_0, \beta_2, \beta_3, \dots, \sigma_d) \\ &\vdots \\ &f(\sigma_d | \beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p) \end{aligned} \quad (2.37)$$

dianggap telah diketahui. Untuk mendapatkan karakteristik distribusi dari x atau sering dikatakan sebagai distribusi *marginal* $f(x)$, maka harus dilakukan proses integral rangkap sebanyak variabel *random* yang tersisa dalam distribusi gabungannya, yaitu:

$$f(x) = \int \dots \int f(\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p, \sigma_d) d\beta_0 d\beta_1 d\beta_2 \dots d\sigma_p \quad (2.38)$$

Pengintegralan dalam persamaan (2.38) jelas akan sangat sulit atau bahkan tidak mungkin dilakukan jika fungsi gabungannya sangat kompleks. Untuk menyelesaikan permasalahan ini, dapat menggunakan metode *Gibbs Sampler* dengan syarat distribusi bersyarat setiap variabel yang terkandung di dalamnya telah diketahui. Dengan metode ini, tanpa harus menghitung dan mengetahui

bagaimana bentuk fungsi *marginal*-nya, karakteristik setiap *marginal* variabel *random* yang berada di dalam fungsi gabungan akan dapat diketahui.

Pendekatan analisis karakteristik distribusi *marginal* dengan *Gibbs Sampler* ini dilakukan dengan melalui pembangkitan data secara numerik dengan simulasi *Monte Carlo* pada distribusi bersyarat variabel *random* yang sedang dipelajari terhadap semua sisa variabel *random* yang ada di dalam fungsi distribusi gabungannya (Iriawan, 2003).

Pada persamaan (2.36) ingin diketahui karakteristik distribusi *marginal* $f(\beta_0)$, maka *Gibbs Sampler* dengan metode *Monte Carlo* akan membangkitkan beberapa data X yang berdistribusi $f(\beta_0 | \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p, \sigma_d)$ dan karakteristik distribusi *marginal*-nya. Persamaan (2.38) diestimasi berdasarkan pada data-data hasil simulasi *Monte Carlo* tersebut. Hal ini menjelaskan bahwa dengan data yang sangat besar jumlahnya, maka nilai-nilai yang diperoleh berdasarkan data tersebut akan mencerminkan kondisi suatu populasinya.

Pembangkitan data setiap variabel *random* dalam fungsi kepadatan gabungan dengan menggunakan *Gibbs Sampler* adalah sebagai berikut (Iriawan, 2003):

- Tahap 1. Bangkitkan $\beta_{01}, \beta_{02}, \dots, \beta_{0n}$, dari $f(\beta_0 | \beta_1, \beta_2, \dots, \sigma_d)$
- Tahap 2. Bangkitkan $\beta_{11}, \beta_{12}, \dots, \beta_{1n}$, dari $f(\beta_1 | \beta_0, \beta_2, \beta_3, \dots, \sigma_d)$
- Tahap 3. Bangkitkan $\beta_{21}, \beta_{22}, \dots, \beta_{2n}$, dari $f(\beta_2 | \beta_0, \beta_1, \beta_3, \dots, \sigma_d)$
- ⋮
- Tahap d . Bangkitkan $\sigma_{d1}, \sigma_{d2}, \dots, \sigma_{dn}$, dari $f(\sigma_d | \beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p)$

Adapun tahapan proses pembangkitan data setiap variabel *random* dalam fungsi kepadatan gabungan dapat dituliskan ke dalam bentuk algoritma sebagai berikut:

Algoritma 2.1 Algoritma *Gibbs Sampler*

1. Menentukan nilai awal $\theta^{(0)} = \beta_0^0, \beta_1^0, \beta_2^0, \dots, \sigma_d^0$
2. Membangkitkan,
 - Tahap 1. β_0^1 dari $f(\beta_0 | \beta_1^0, \beta_2^0, \beta_3^0, \dots, \sigma_d^0)$

Algoritma 2.1 Lanjutan

Tahap 2. β_1^1 dari $f(\beta_1 | \beta_0^1, \beta_2^0, \beta_3^0, \dots, \sigma_d^0)$

Tahap 3. β_2^1 dari $f(\beta_2 | \beta_0^1, \beta_1^1, \beta_3^0, \dots, \sigma_d^0)$

\vdots

Tahap d . σ_d^1 dari $f(\sigma_d | \beta_1^1, \beta_1^1, \beta_2^1, \dots, \beta_p^1)$

Sehingga diperoleh nilai data bangkitan pada iterasi pertama yaitu $\theta^{(1)} = (\beta_0^1, \beta_1^1, \beta_2^1, \dots, \sigma_d^1)$.

3. Menggunakan hasil bangkitan pada iterasi pertama sebagai nilai awal pada iterasi kedua. Kemudian membangkitkan tahap berikut ini:

Tahap 1. β_0^2 dari $f(\beta_0 | \beta_1^1, \beta_2^1, \beta_3^1, \dots, \sigma_d^1)$

Tahap 2. β_1^2 dari $f(\beta_1 | \beta_0^2, \beta_2^1, \beta_3^1, \dots, \sigma_d^1)$

Tahap 3. β_2^2 dari $f(\beta_2 | \beta_0^2, \beta_1^2, \beta_3^1, \dots, \sigma_d^1)$

\vdots

Tahap d . σ_d^2 dari $f(\sigma_d | \beta_1^2, \beta_1^2, \beta_2^2, \dots, \beta_p^2)$

Sehingga diperoleh nilai data bangkitan pada iterasi kedua yaitu $\theta^{(2)} = (\beta_0^2, \beta_1^2, \beta_2^2, \dots, \sigma_d^2)$.

Melakukan hingga iterasi ke- N

Menggunakan hasil bangkitan pada iterasi ke $N - 1$ sebagai nilai awal pada iterasi ke- N . Kemudian membangkitkan tahap berikut ini:

Tahap 1. β_0^N dari $f(\beta_0 | \beta_1^{N-1}, \beta_2^{N-1}, \beta_3^{N-1}, \dots, \sigma_d^{N-1})$

Tahap 2. β_1^N dari $f(\beta_1 | \beta_0^N, \beta_2^{N-1}, \beta_3^{N-1}, \dots, \sigma_d^{N-1})$

Tahap 3. β_2^N dari $f(\beta_2 | \beta_0^N, \beta_1^N, \beta_3^{N-1}, \dots, \sigma_d^{N-1})$

\vdots

Tahap d . σ_d^N dari $f(\sigma_d | \beta_1^N, \beta_1^N, \beta_2^N, \dots, \beta_p^N)$

Sehingga diperoleh nilai data bangkitan pada iterasi ke- N yaitu $\theta^{(N)} = (\beta_0^N, \beta_1^N, \beta_2^N, \dots, \sigma_d^N)$.

4. Berdasarkan N buah data yang sudah dibangkitkan, kemudian diestimasi karakteristik setiap fungsi kepadatan *marginal* $f(\beta_1), f(\beta_2), \dots, f(\sigma_d)$.

Metode *Gibbs Sampler* sering dinamakan sebagai Metode MCMC. Karena sifat dan karakteristik pembangkitan data randomnya sangat erat sekali dengan sifat *Markov Chain*. Sifat tersebut adalah bahwa *Gibbs Sampler* membangkitkan data random pada setiap iterasi atau bangkitan data ke- i sangat tergantung sekali dengan nilai *random* yang pernah dibangkitkan satu iterasi sebelumnya dan tidak tergantung pada nilai random pada iterasi kedua, ketiga, ..., ke- N yang sebelumnya (Iriawan, 2003).

2.6.2 *Reversible Jump Markov Chain Monte Carlo (RJMCMC)*

Pada umumnya penggunaan algoritma MCMC pada proses inferensi *Bayesian mixture* selama ini masih terbatas hanya pada kasus dimana dimensi vektor parameter banyaknya model bersifat tetap. Hal ini akan menjadi tidak berlaku pada kondisi dimana dimensi vektor parameter model adalah tidak tetap. Oleh karena itu, Green (1995) mengembangkan algoritma *Metropolis – Hasting* untuk mengatasi permasalahan tersebut yang kemudian disebut dengan *Reversible Jump Markov Chain Monte Carlo (RJMCMC)*.

Pada pemodelan *mixture* dengan banyak komponen yang tidak diketahui dan tidak ditentukan dilakukan dengan menggunakan metode RJMCMC. Keunggulan penggunaan metode ini adalah kemampuannya dalam memodelkan suatu *mixture* secara bersama-sama dengan penaksiran banyaknya komponen penyusun *mixture* (Green, 1995) dan algoritma ini akan memudahkan untuk mendapatkan model *mixture* yang tepat bagi data yang terindikasi bersifat multimodal (Richardson & Green, 1997). Algoritma ini memanfaatkan proses *birth/death* dan *split/merge* dalam aplikasinya.

Sebelumnya untuk model *mixture* Gamma telah dijabarkan oleh Fithriasari, et al (2014) untuk menggambarkan distribusi data curah hujan. Model *mixture* yang diterapkan dalam penelitian ini adalah pemodelan *mixture* lognormal dengan mengikuti model *mixture* pada persamaan (2.31) yang dituliskan kembali sebagai berikut:

$$p(t | \lambda_k, \mathbf{x}, \boldsymbol{\theta}_k) = \sum_{k=1}^K \lambda_k f_k(t | \mathbf{x}, \boldsymbol{\theta}_k), \lambda_k > 0, \sum_{k=1}^K \lambda_k = 1$$

dengan,

$$T \sim \text{LOGN}(\mu, \sigma^2),$$

k adalah kelompok *mixture*,

λ_k adalah proporsi kontribusi kelompok ke- k dalam *mixture*,

$\boldsymbol{\theta}_k$ adalah parameter model kelompok ke- k , yaitu (μ_k, σ_k) ,

f_k adalah fungsi distribusi lognormal kelompok ke- k .

Pemodelan *mixture* lognormal kemudian dapat dituliskan sebagai berikut:

$$f(t | \lambda_k, \mathbf{x}, \mu_k, \sigma_k^2) = \sum_{k=1}^K \lambda_k f_k(t | \mathbf{x}, \mu_k, \sigma_k^2)$$

$$f(t | \lambda_k, \mathbf{x}, \mu_k, \sigma_k^2) = \lambda_1 \text{LOGN}(t; \mathbf{x}, \mu_1, \sigma_1^2) + \dots + \lambda_K \text{LOGN}(t; \mathbf{x}, \mu_K, \sigma_K^2) \quad (2.39)$$

dimana $\text{LOGN}(t; \mathbf{x}, \mu_k, \sigma_k^2)$ menotasikan fungsi densitas dari distribusi lognormal dengan *mean* μ_k dan variansi σ_k^2 .

Algoritma RJMCMC untuk memodelkan *mixture* dengan k (tidak diketahui) yang memuat parameter ϕ, θ, λ , dan z dapat dilakukan melalui enam langkah (Richardson & Green, 1997) dalam Algoritma 2.2:

Algoritma 2.2 Algoritma RJMCMC

1. *Update* λ , yaitu meng-*update* parameter proporsi model,
2. *Update* θ dimana $\theta = (\mu, \sigma^2)$, yaitu meng-*update* parameter distribusi penyusun *mixture*,
3. *Update* z , yaitu meng-*update* banyaknya komponen dalam *mixture*,
4. *Update* ϕ , yaitu meng-*update* *hyperparameter* dalam distribusi penyusun *mixture*,
5. *Split/merge* komponen-komponen *mixture*,
6. *Birth/death* komponen-komponen *mixture*.

Proses pada langkah 1 sampai 4 tidak akan mengubah dimensi vektor parameter model yang terdiri atas $(\phi, \theta, \lambda, K \text{ dan } z)$, sedangkan langkah 5 dan 6 akan mengubah banyaknya komponen penyusun *mixture* K satu per satu.

Dalam satu kali proses iterasi dilakukan pilihan *random* antara proses *split* atau *merge* pada langkah ke-5 dan pilihan *random* antara *birth* atau *death* pada langkah ke-6. Satu proses iterasi akan dinyatakan lengkap apabila telah melalui 6 langkah pada Algoritma 2.2.

Distribusi *full conditional* untuk meng-*update* nilai λ digunakan distribusi Dirichlet yang dapat dituliskan dalam bentuk sebagai berikut:

$$\lambda_k | \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_K \sim D(\alpha_1 + n_1, \alpha_2 + n_2, \dots, \alpha_K + n_K), \quad (2.40)$$

dimana $n_k = \#\{i : z_i = k\}$ sebagai fungsi indikator perhitungan banyaknya anggota sampel yang berada pada komponen ke- k . Nilai λ akan di-*update* berdasarkan langkah *gibbs sampler*, *sampling* dari *full conditional* ini menggambarkan variabel *random* dari Gamma.

Full conditional untuk meng-*update* μ_k adalah,

$$\mu_k | \sigma_k^2, \kappa, \xi \sim \text{LOGN} \left(\frac{\sigma_k^{-2} \sum_{i:z_i=k} \ln t_i + \kappa \xi}{\sigma_k^{-2} n_k + \kappa}, (\sigma_k^{-2} n_k + \kappa)^{-1} \right) \quad (2.41)$$

untuk mempertahankan nilai μ_k , *full conditional* hanya untuk membangkitkan nilai awal dengan syarat tidak mengubah dimensi vektor.

Full conditional untuk meng-*update* σ_k^2 adalah,

$$\sigma_k^{-2} | \mu_k, \phi, \phi \sim \Gamma \left(\phi + \frac{1}{2} n_k, \phi + \frac{1}{2} \sum_{i:z_i=k} (\ln t_i - \mu_k)^2 \right) \quad (2.42)$$

dan untuk mengidentifikasi suatu data ke- i mengikuti pola komponen yang mana, akan digunakan,

$$p(z_i = k | \lambda_k, \mu_k, \sigma_k^2) \propto \frac{\lambda_k}{t_i \sigma_k} \exp \left(-\frac{(\ln t_i - \mu_k)^2}{2 \sigma_k^2} \right) \quad (2.43)$$

sedangkan untuk meng-*update* *hyperparameter* ϕ , akan digunakan,

$$\phi | \sigma_k^{-2}, \varphi^*, \phi^* \sim \Gamma \left(\varphi^* + K\alpha, \phi^* + \sum_k \sigma_k^{-2} \right) \quad (2.44)$$

Pergerakan *split/merge* adalah pilihan *random* antara *split* ($K \rightarrow K+1$) atau *merge* ($K+1 \rightarrow K$). Langkah-langkah dalam proses *merge* tersebut terdiri dari:

1. Gabungkan pasangan yang berseberangan $(k_1, k_2) \rightarrow k^*$
2. Realokasi x_i dengan $z_i \in \{k_1, k_2\}$
3. Tentukan nilai untuk $(\lambda_{k^*}, \mu_{k^*}, \sigma_{k^*})$ dengan:

$$\lambda_{k^*} = \lambda_{k_1} + \lambda_{k_2}$$

$$\lambda_{k^*} \mu_{k^*} = \lambda_{k_1} \mu_{k_1} + \lambda_{k_2} \mu_{k_2}$$

$$\lambda_{k^*} (\mu_{k^*}^2 + \sigma_{k^*}^2) = \lambda_{k_1} (\mu_{k_1}^2 + \sigma_{k_1}^2) + \lambda_{k_2} (\mu_{k_2}^2 + \sigma_{k_2}^2)$$

Sedangkan langkah-langkah dalam proses *split* terdiri dari:

1. Komponen terpilih secara *random* dipisah sehingga $k^* \rightarrow k_1 + k_2$
2. Membangun vektor *random* $\mathbf{u} = (u_1, u_2, u_3)$ untuk membentuk parameter baru yang sesuai dengan persamaan berikut:

$$\lambda_{k_1} = \lambda_{k^*} u_1$$

$$\lambda_{k_2} = \lambda_{k^*} (1 - u_1)$$

$$\mu_{k_1} = \mu_{k^*} - u_2 \sigma_{k^*} \sqrt{\frac{\lambda_{k_2}}{\lambda_{k_1}}}$$

$$\mu_{k_2} = \mu_{k^*} + u_2 \sigma_{k^*} \sqrt{\frac{\lambda_{k_1}}{\lambda_{k_2}}}$$

$$\sigma_{k_1}^2 = u_3 (1 - u_2^2) \sigma_{k^*}^2 \frac{\lambda_{k^*}}{\lambda_{k_1}}$$

$$\sigma_{k_2}^2 = (1 - u_3) (1 - u_2^2) \sigma_{k^*}^2 \frac{\lambda_{k^*}}{\lambda_{k_2}}$$

3. Memeriksa kondisi yang berdekatan sehingga diperoleh $\mu_{k_1} < \mu_{k_2}$

Adapun pergerakan dalam proses *birth/death* merupakan pilihan *random* antara *birth* ($K \rightarrow K+1$) atau *death* ($K+1 \rightarrow K$). Langkah-langkah dalam proses *birth* terdiri atas:

1. Membentuk parameter $(\lambda_{k*}, \mu_{k*}, \sigma_{k*})$ untuk komponen baru dengan *prior*
 $\lambda_{k*} \sim \text{Beta}(1, K)$

2. Melakukan penyekalaan kembali sehingga diperoleh $\sum_{k=1}^K \lambda_k = 1$

Sedangkan langkah-langkah dalam proses *death* terdiri dari:

1. Menghapus komponen kosong yang terpilih secara *random*
2. Melakukan penyekalaan kembali dari pembobot yang tersisa.

Pemodelan *mixture* lognormal data waktu *survival* lama pernikahan pada penelitian ini berdasarkan persamaan (2.39) dibangun oleh $\text{LOGN}(t; \mathbf{x}, \mu_k, \sigma_k^2)$ yang menotasikan fungsi densitas dari distribusi lognormal dengan *mean* $\mu_k = (\mathbf{x}_k' \boldsymbol{\beta}_k)$ dan variansi σ_k^2 . Sedangkan untuk $\boldsymbol{\beta}_k = (\beta_{k1} \beta_{k2} \dots \beta_{kp})$ adalah *hyperparameter* model untuk tiap-tiap komponen *mixture* secara berturut-turut dengan $\boldsymbol{\beta}_k = (\beta_{k1}, \beta_{k2}, \dots, \beta_{kp})$.

Algoritma RJMCMC untuk memodelkan *mixture* dengan k (tidak diketahui) yang memuat parameter $\boldsymbol{\beta}, \theta, \lambda$, dan z dapat dilakukan melalui langkah pada Algoritma 2.3 sebagai berikut:

Algoritma 2.3 Algoritma RJMCMC untuk Model *Mixture Survival* Lama Pernikahan

1. *Update* λ , yaitu meng-*update* parameter proporsi model,
2. *Update* θ dimana $\theta = (\mu, \sigma^2)$, yaitu meng-*update* parameter distribusi penyusun *mixture*,
 - a. *Update* μ yang melibatkan $\boldsymbol{\beta}$ dimana $\mu = (\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta})$ dan $\boldsymbol{\beta}$ adalah *hyperparameter* dari model μ
 - b. *Update* σ^2
3. *Update* z , yaitu meng-*update* banyaknya komponen dalam *mixture*,
4. *Split/merge* komponen-komponen *mixture*,
5. *Birth/death* komponen-komponen *mixture*.

Proses dengan menggunakan Algoritma 2.3 ini sama dengan proses pada Algoritma 2.2, yang membedakan adalah pada Algoritma 2.3 tidak meng-*update hyperparameter* dari distribusi pembangun σ_k^{-2} , melainkan meng-*update hyperparameter* pada model yang membangun μ . Vektor β_k dibangun menggunakan distribusi normal (μ, σ^2) .

2.6.3 Credible Interval

Perbedaan yang mendasar dalam inferensia statistik dengan pendekatan klasik dan pendekatan *Bayesian* adalah dalam pembentukan selang kepercayaan. Dalam pendekatan klasik selang kepercayaan dikenal dengan *confidence interval* yang dibentuk berdasarkan sebaran estimasi parameter. Sedangkan dalam pendekatan *Bayesian* selang kepercayaan dibentuk dengan pendekatan *highest poterior density* (HPD) yang dikenal dengan *Bayesian Confidence Interval* atau *credible interval* (Box & Tiao, 1973), (Koop, 2003).

Dengan menggunakan konsep densitas setimbang, pembentukan *credible interval* dilakukan dengan menggunakan lokasi modus sebagai acuan pusat data. Dengan demikian *credible interval* dapat digunakan untuk pembuatan selang kepercayaan dari pola data yang tidak simetris (Box & Tiao, 1973), (Gelman, et al., 2004).

Definisi yang diuraikan oleh Koop (2003) dimisalkan Y adalah variabel random dengan PDF $f(y|\theta)$ dan θ adalah parameter yang akan diestimasi, maka $100(1-\alpha)\%$ *credible interval* untuk θ adalah sebagai berikut:

$$P(\theta \in [a, b] | y) = \int_a^b f(\theta | y) d\theta = 1 - \alpha, \quad 0 \leq a \leq 1 \quad (2.45)$$

Persamaan (2.45) menunjukkan bahwa θ adalah variabel random dengan selang yang *fixed*. *Credible interval* tersebut tidak unik sehingga akan ada beberapa kemungkinan selang interval $[a, b]$ yang memuat $100(1-\alpha)\%$ distribusi *posterior* (King, et al., 2010). *Credible interval* yang unik akan diperoleh apabila batas bawah

(a) adalah *quantile* $\frac{\alpha}{2}$ dan batas bawah (b) adalah *quantile* $1 - \frac{\alpha}{2}$ (King, et al., 2010), atau:

$$\int_{-\infty}^a f(\theta|y) d\theta = \frac{\alpha}{2} = \int_b^{\infty} f(\theta|y) d\theta \quad (2.46)$$

2.7 Model Mixture Survival

Model *mixture* regresi yang merupakan pengembangan dari model *mixture* tidak dapat dilepaskan dari adanya distribusi *mixture*. Model *mixture* regresi *survival* didasarkan pada persamaan (2.31) dengan fungsi densitasnya disusun dari distribusi data *survival*-nya. Persamaan dari model *mixture survival* adalah:

$$f(t|\lambda, \theta) = \lambda_1 f_1(t|\theta_1) + \lambda_2 f_2(t|\theta_2) + \dots + \lambda_K f_K(t|\theta_K) \quad (2.47)$$

dengan : $f_K(t|\theta_K)$ = fungsi densitas untuk data *survival* komponen ke- K

λ_K = proporsi komponen distribusi *mixture* ke- K

k = komponen ke-1, 2, ..., K

sehingga fungsi *survival* distribusi *mixture* dengan k -komponen dapat ditulis sebagai berikut:

$$S(t) = \lambda_1 S_1(t) + \lambda_2 S_2(t) + \dots + \lambda_K S_K(t)$$

$$S(t) = \lambda_1 \exp(-\lambda t^{\gamma_1}) + \lambda_2 \exp(-\lambda t^{\gamma_2}) + \dots + \lambda_K \exp(-\lambda t^{\gamma_K}) \quad (2.48)$$

dengan: λ_K = nilai proporsi dari komponen *mixture* ke- K

$S_K(t)$ = fungsi *survival* dari komponen *mixture* ke- K

k = komponen ke-1, 2, ..., K

dan model *proportional hazard* untuk *mixture survival* adalah:

$$h(t) = \lambda_1 h_1(t) + \lambda_2 h_2(t) + \dots + \lambda_K h_K(t) \quad (2.49)$$

dengan: λ_K = nilai proporsi dari komponen *mixture* ke- K

$h_K(t)$ = fungsi *hazard* dari komponen *mixture* ke- K

k = komponen ke-1, 2, ..., K

2.8 Perceraian

Konflik atau permasalahan yang terjadi dalam suatu hubungan perkawinan kemunculannya tidaklah dapat dihindari karena adanya perbedaan antar pihak. Konflik tersebut apabila tidak ditanggapi dengan serius tentu akan mengarah pada perceraian, sehingga itulah yang menjadi dasar sangkut paut antara pernikahan dan perceraian. Hal-hal yang ada dalam suatu perkawinan bukan hal yang mudah untuk diwujudkan, seringkali muncul berbagai masalah yang tidak dapat dihindari, kemudian masalah yang timbul itu dapat menyebabkan terjadinya ketegangan-ketegangan diantara suami istri sehingga memunculkan apa yang disebut dengan disorganisasi keluarga.

Perceraian adalah bagian dari dinamika rumah tangga. Meskipun tujuan perkawinan bukanlah perceraian, namun perceraian merupakan *sunnatullah*, dengan penyebab yang berbeda-beda. Bercerai dapat disebabkan oleh kematian, ketidakcocokan dan pertengkaran selalu terjadi atau karena salah satu dari suami-istri tidak lagi fungsional secara biologis, misalnya suami impoten atau istrinya mandul (Saebani, 2001). Menurut bahasa, *talak* (perceraian) berarti melepas tali dan membebaskan. Sedangkan menurut Kamus Hukum, perceraian berarti penghapusan perkawinan dengan putusan hakim atau tuntutan salah satu pihak dalam perkawinan (Widagdo, 2012).

Definisi perceraian menurut UU Nomor 1 Tahun 1974 Tentang Perkawinan, yaitu perceraian adalah berakhirnya perkawinan yang telah dibina oleh pasangan suami-istri yang disebabkan oleh beberapa hal seperti kematian dan atas keputusan keadilan. Penjelasan mengenai perceraian dapat ditemui dalam Pasal 39 ayat (2) UU tentang Perkawinan yang menyatakan bahwa perceraian dapat dilakukan apabila sesuai dengan alasan-alasan yang telah ditentukan.

Adapun alasan-alasan untuk melakukan perceraian baik cerai talak maupun cerai gugat berdasarkan Pasal 19 Peraturan Pemerintah No. 9 Tahun 1975 adalah:

1. Salah satu pihak berbuat zina atau menjadi pemabuk, pemadat, penjudi, dan lain sebagainya yang sukar disembuhkan.

2. Salah satu pihak meninggalkan pihak yang lain selama 2 tahun berturut-turut tanpa izin pihak lain dan tanpa alasan yang sah atau karena hal lain di luar kemampuannya.
3. Salah satu pihak mendapat hukuman penjara 5 tahun atau hukuman yang lebih berat setelah perkawinan berlangsung.
4. Salah satu pihak melakukan kekejaman atau penganiayaan berat yang membahayakan pihak lain.
5. Salah satu pihak mendapat cacat badan atau penyakit dengan akibat tidak dapat menjalankan kewajibannya sebagai suami istri.
6. Antara suami dan istri terus menerus terjadi perselisihan dan pertengkaran dan tidak ada harapan akan hidup rukun lagi dalam rumah tangga.

Sedangkan dalam Kompilasi Hukum Islam (KHI), di samping yang telah dijelaskan di atas, masih ditambah dengan dua alasan, yakni yang termuat dalam Pasal 116, sebagai berikut:

1. Suami melanggar taklik talak
2. Peralihan agama atau murtad yang menyebabkan terjadinya ketidakrukunan dalam rumah tangga.

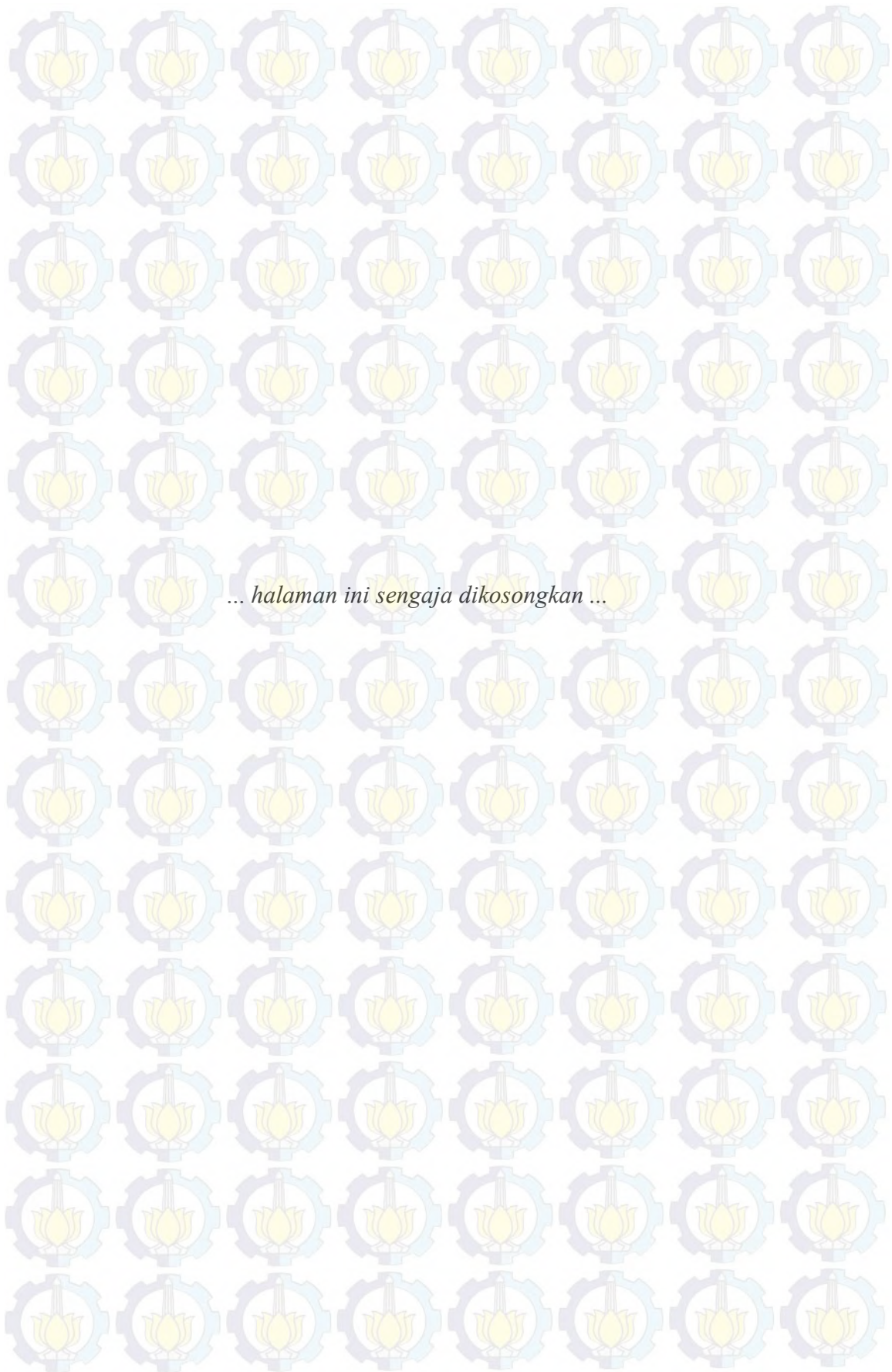
Tertibnya suatu hukum berkaitan dengan substansi perbuatan subjek hukum. Sebagaimana dalam hal yang berkaitan dengan perceraian dilihat dalam perspektif UU Nomor 1 Tahun 1974. Secara sistematis, UU menetapkan bahwa perceraian adalah bubar atau putusya ikatan perkawinan suami-istri; bahwa putusya ikatan suami-istri disebabkan oleh berbagai alasan; alasan-alasan yang dikemukakan oleh suami-istri disidangkan di depan Majelis Hakim di Pengadilan; Pengadilan memerintahkan agar suami-istri melakukan upaya yang mendamaikan dan memikirkan dampak negatif dari perceraian; Pengadilan menyimpulkan bahwa suami-istri yang hendak bercerai sudah tidak dapat didamaikan dan jika perceraian lebih maslahat dibandingkan dengan mempertahankan rumah tangganya, maka perceraian pun akan diputuskan; putusya ikatan perkawinan dinyatakan sah jika Akta Cerainya telah diterima oleh kedua belah pihak dan telah dicatat di Kantor Pencatatan Sipil. Suami-istri yang telah bercerai dapat melakukan rujuk, sepanjang bukan merupakan gugat cerai karena *nusyuz*, tetapi cerai talak yang bukan merupakan talak tiga. Dengan demikian, perceraian dalam UU Nomor 1 Tahun

1974 lebih mengutamakan legal formalnya putusnya Pengadilan bukan sah tidaknya secara formal (Saebani, 2001).

Berbagai faktor yang menjadi penyebab perceraian yang terjadi di masyarakat antara lain karena tidak adanya tanggung jawab, masalah ekonomi, adanya pihak ketiga yang menyebabkan disharmonisasi hubungan suami dan istri, serta perbedaan pendapat yang sangat prinsip hingga memunculkan perselisihan yang berkepanjangan, yang berujung pada perceraian.

Dari data yang peneliti temukan di Pengadilan Agama Kabupaten Malang sebagai tempat dilakukannya penelitian terdapat berbagai faktor penyebab terjadinya perceraian, tidak ada tanggung jawab, tidak ada keharmonisan antara suami istri, gangguan pihak ketiga, ekonomi, krisis akhlak, kekejaman mental, penganiayaan berat, cacat biologis, cemburu, dihukum dan kawin paksa, yang kesemuanya mengakibatkan hubungan suami istri tidak dapat lagi dilanjutkan.

Masyarakat Indonesia yang sebagian besar masih mudah terpengaruh oleh *public figure* yang menganggap cerai merupakan hal yang lumrah bukan suatu aib untuk dilakukan, walaupun kadang hanya hal kecil yang menjadi kejelekan suaminya. Dari sini jelas terlihat adanya suatu pergeseran pola pikir masyarakat dahulu dengan sekarang daam memahami suatu perceraian. Seiring dengan perkembangan zaman yang diikuti pula perkembangan pola berpikir, perubahan gaya hidup, serta pergeseran nilai moral dalam masyarakat saat ini turut berpengaruh terhadap meningkatnya angka perceraian.



BAB 3 METODOLOGI PENELITIAN

Metode penelitian membahas mengenai sumber data, variabel penelitian, definisi operasional variabel penelitian, struktur data, serta metode analisis yang akan dipergunakan. Masing-masing akan dijelaskan pada subbab berikut ini.

3.1 Sumber Data

Data yang digunakan pada penelitian ini adalah data sekunder. Data diperoleh dari register perkara perceraian yang terjadi di Pengadilan Agama (PA) Kabupaten Malang pada bulan Januari – November 2014, yaitu sebanyak 6.945 kasus perceraian.

Variabel yang digunakan yaitu data dari penggugat dan tergugat pada kasus cerai talak dan cerai gugat pada tahun 2014 dalam rentang bulan Januari – November yang dipublikasikan oleh PA Kabupaten Malang.

3.2 Variabel Penelitian

Variabel data pada penelitian terdiri dari dua variabel, yaitu lama pernikahan (T) dan faktor-faktor yang mempengaruhi lama pernikahan (X). Variabel penelitian yang digunakan sebagai berikut.

Tabel 3.1 Skala Pengukuran Variabel

| Simbol | Variabel | Skala |
|--------|------------------------------|---------|
| T | Lama pernikahan | Rasio |
| X_1 | Jenis cerai | Nominal |
| X_2 | Umur penggugat saat menikah | Rasio |
| X_3 | Pendidikan penggugat | Ordinal |
| X_4 | Kelompok pekerjaan penggugat | Ordinal |
| X_5 | Umur tergugat saat menikah | Rasio |
| X_6 | Pendidikan tergugat | Ordinal |

Tabel 3.1 Lanjutan

| Simbol | Variabel | Skala |
|--------|-----------------------------|---------|
| X_7 | Kelompok pekerjaan tergugat | Ordinal |
| X_8 | Jumlah anak | Rasio |
| X_9 | Alasan perceraian | Nominal |

3.3 Definisi Operasional Variabel Penelitian

Pada penelitian ini terdapat sembilan variabel prediktor (X) dan satu variabel respon (T), dimana masing-masing variabel memiliki klasifikasi. Berikut merupakan klasifikasi dari tiap variabel yang digunakan dalam penelitian.

Tabel 3.2 Identifikasi Variabel

| Variabel | Kategorik | Definisi Operasional |
|---------------------------------------|--|--|
| Lama pernikahan (T) | Rasio | Pertalian yang dijalani secara sah antara seorang laki-laki dengan seorang perempuan pada suatu waktu. |
| Jenis cerai (X_1) | 1 = Cerai gugat | Gugatan perceraian yang diajukan oleh istri atau kuasanya kepada PA yang daerah hukumnya meliputi tempat kediaman penggugat disertai alasan yang menjadi dasar gugatannya. |
| | 2 = Cerai talak | Seorang suami yang akan menalak istrinya mengajukan permohonan kepada PA yang daerah hukumnya meliputi tempat termohon/tergugat. |
| Umur penggugat saat menikah (X_2) | Rasio | Umur penggugat dan tergugat pada saat perkawinan pertama |
| Pendidikan penggugat (X_3) | 1 = Tidak sekolah hingga SD/ sederajat | Tidak bersekolah hingga jenjang pendidikan paling dasar pada pendidikan formal di Indonesia. |
| | 2 = SMP/ sederajat | Jenjang pendidikan dasar pada pendidikan formal di Indonesia setelah lulus SD. |
| | 3 = SMA/ sederajat | Jenjang pendidikan menengah pada pendidikan formal di Indonesia setelah lulus SMP. |

Tabel 3.2 Lanjutan

| Variabel | Kategorik | Definisi Operasional |
|---|---------------------------------|--|
| Pendidikan penggugat (X_3) lanjutan | 4 = Perguruan Tinggi | Satuan pendidikan yang menyelenggarakan pendidikan tinggi (jenjang pendidikan setelah pendidikan menengah yang mencakup program pendidikan diploma, sarjana, magister, spesialis, dan doktor yang diselenggarakan oleh pendidikan tinggi). |
| Pekerjaan penggugat (X_4) | 1 = Tenaga tidak Terlatih | Jenis pekerjaan yang tugas utamanya memerlukan pengetahuan dan pengalaman yang cukup untuk mengatur, menyimpan, menghitung, dan menggunakan kembali informasi. |
| | 2 = Tenaga Terampil | Jenis pekerjaan yang tugas utamanya memerlukan pengetahuan teknik dan pengalaman dalam satu/lebih bidang ilmu pengetahuan alam dan ilmu pengetahuan hayat, atau ilmu pengetahuan sosial dan kemanusiaan. |
| | 3 = Semi Profesional | Jenis pekerjaan yang tugas utamanya memerlukan pengetahuan dan pengalaman profesional dalam bidang ilmu pengetahuan alam dan ilmu pengetahuan hayat, atau ilmu pengetahuan sosial dan kemanusiaan. |
| | 4 = Profesional | Jenis pekerjaan yang tugas utamanya yaitu menentukan dan merumuskan kebijakan, merencanakan, mengarahkan, dan mengkoordinasi kebijakan dan kegiatan perusahaan dan organisasi/ departemen. |
| Umur tergugat saat menikah (X_5) | Sama dengan definisi pada X_2 | |
| Pendidikan tergugat (X_6) | Sama dengan definisi pada X_3 | |
| Pekerjaan tergugat (X_7) | Sama dengan definisi pada X_4 | |
| Jumlah anak (X_8) | Rasio | Banyaknya anak kandung yang pernah dilahirkan dalam keadaan hidup oleh seorang ibu pada saat pencacahan baik tinggal bersama-sama maupun tinggal di tempat lain. |

Tabel 3.2 Lanjutan

| Variabel | Kategorik | Definisi Operasional |
|-----------------------------|------------------------------|---|
| Alasan perceraian (X_9) | 1 = Meninggalkan Kewajiban | Faktor pada kategori ini yaitu kawin paksa, ekonomi, dan tidak ada tanggung jawab. |
| | 2 = Terus Menerus Berselisih | Faktor yang terdapat di kategori ini adalah faktor politis, gangguan pihak ketiga dan tidak ada keharmonisan. |
| | 3 = Moral | Faktor yang terdapat pada kategori ini adalah krisis akhlak dan cemburu. |
| | 4 = Cacat Biologis | Salah satu pihak mendapatkan cacat badan/penyakit yang mengakibatkan tidak dapat menjalankan kewajiban sebagai suami istri. |
| | 5 = Penganiayaan | Kategori ini terdiri dari faktor kekejaman fisik dan faktor kekejaman mental. |

3.4 Struktur Data

Organisasi data berdasarkan variabel respon yaitu lama pernikahan dengan sembilan variabel prediktor di PA Kabupaten Malang adalah sebagai berikut.

Tabel 3.3 Organisasi Data

| T | X_1 | X_2 | X_3 | X_4 | X_5 | X_6 | X_7 | X_8 | X_9 |
|------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| t_1 | $x_{1.1}$ | $x_{2.1}$ | $x_{3.1}$ | $x_{4.1}$ | $x_{5.1}$ | $x_{6.1}$ | $x_{7.1}$ | $x_{8.1}$ | $x_{9.1}$ |
| t_2 | $x_{1.2}$ | $x_{2.2}$ | $x_{3.2}$ | $x_{4.2}$ | $x_{5.2}$ | $x_{6.2}$ | $x_{7.2}$ | $x_{8.2}$ | $x_{9.2}$ |
| \vdots | \vdots | \vdots | \vdots | \vdots | \vdots | \vdots | \vdots | \vdots | \vdots |
| t_{6945} | $x_{1.6945}$ | $x_{2.6945}$ | $x_{3.6945}$ | $x_{4.6945}$ | $x_{5.6945}$ | $x_{6.6945}$ | $x_{7.6945}$ | $x_{8.6945}$ | $x_{9.6945}$ |

3.5 Metode dan Tahapan Penelitian

Metode dan tahapan penelitian yang akan dilakukan untuk menjawab rumusan masalah pada penelitian ini adalah:

1. Mendapatkan faktor yang mempunyai efek signifikan dengan menggunakan analisis regresi *survival* berdasarkan metode *cox proportional hazard*.
 - 1) Eksplorasi data melalui statistik deskriptif.

- 2) Melakukan pengujian asumsi pemodelan *proportional hazard* menggunakan *plot* $-\ln[-\ln S(t)]$ terhadap lama pernikahan (t).
 - 3) Mendapatkan estimasi parameter model regresi *cox proportional hazard*.
 - a. Melakukan uji *proportional hazard* pada variabel prediktor.
 - b. Melakukan uji serentak untuk uji parameter model regresi *cox proportional hazard*.
 - c. Melakukan uji parsial untuk parameter model regresi *cox proportional hazard*.
 - 4) Hasil estimasi parameter regresi *cox proportional hazard* kemudian digunakan sebagai nilai initial untuk menyusun *mixture* regresi *survival* dengan nilai *baseline hazard* diasumsikan konstan.
2. Mendapatkan model *mixture* regresi *survival* dengan menggunakan algoritma RJMCMC.
- 1) Identifikasi awal data lama pernikahan berdistribusi *mixture*.
 - a. Membuat histogram.
 - b. Melakukan *goodness of fit test*.
 - 2) Menentukan banyak komponen penyusun *mixture*.
 - a. Apabila hasil identifikasi data dengan menggunakan metode histogram dapat disimpulkan banyaknya komponen penyusun *mixture* yang terbentuk, maka selanjutnya adalah menentukan banyaknya komponen penyusun *mixture* yang mungkin.
 - b. Apabila hasil identifikasi data dengan menggunakan metode histogram sulit disimpulkan banyaknya komponen penyusun *mixture*, maka dapat dianggap bahwa banyaknya komponen penyusun *mixture* tidak diketahui, sehingga untuk mengetahuinya banyak komponen penyusun yang mungkin di model *mixture* dilakukan dengan membuat algoritma RJMCMC. Algoritma ini digunakan untuk mengestimasi banyak komponen model *mixture* sekaligus mengestimasi parameter modelnya.

3) Pembentukan model *mixture*

a. Pembentukan model *mixture* dengan banyak komponen diketahui.

Apabila banyak komponen penyusun *mixture* diketahui, maka langkah-langkah pembentukan model *mixture* adalah:

- a) Berdasarkan hasil estimasi parameter regresi *cox proportional hazard* kemudian digunakan sebagai nilai initial untuk menyusun *mixture* regresi *survival*.
- b) Melakukan proses MCMC dan *Gibbs Sampler*.
- c) Membentuk model *mixture survival*.

b. Pembentukan model *mixture* dengan banyak komponen tidak diketahui.

Apabila banyak komponen penyusun *mixture* tidak diketahui, maka langkah-langkah pembentukan model *mixture* adalah:

- a) Berdasarkan hasil estimasi parameter regresi *cox proportional hazard* kemudian digunakan sebagai nilai initial untuk menyusun *mixture* regresi *survival*.
- b) Melakukan proses RJMCMC
- c) Membentuk model *mixture survival*.

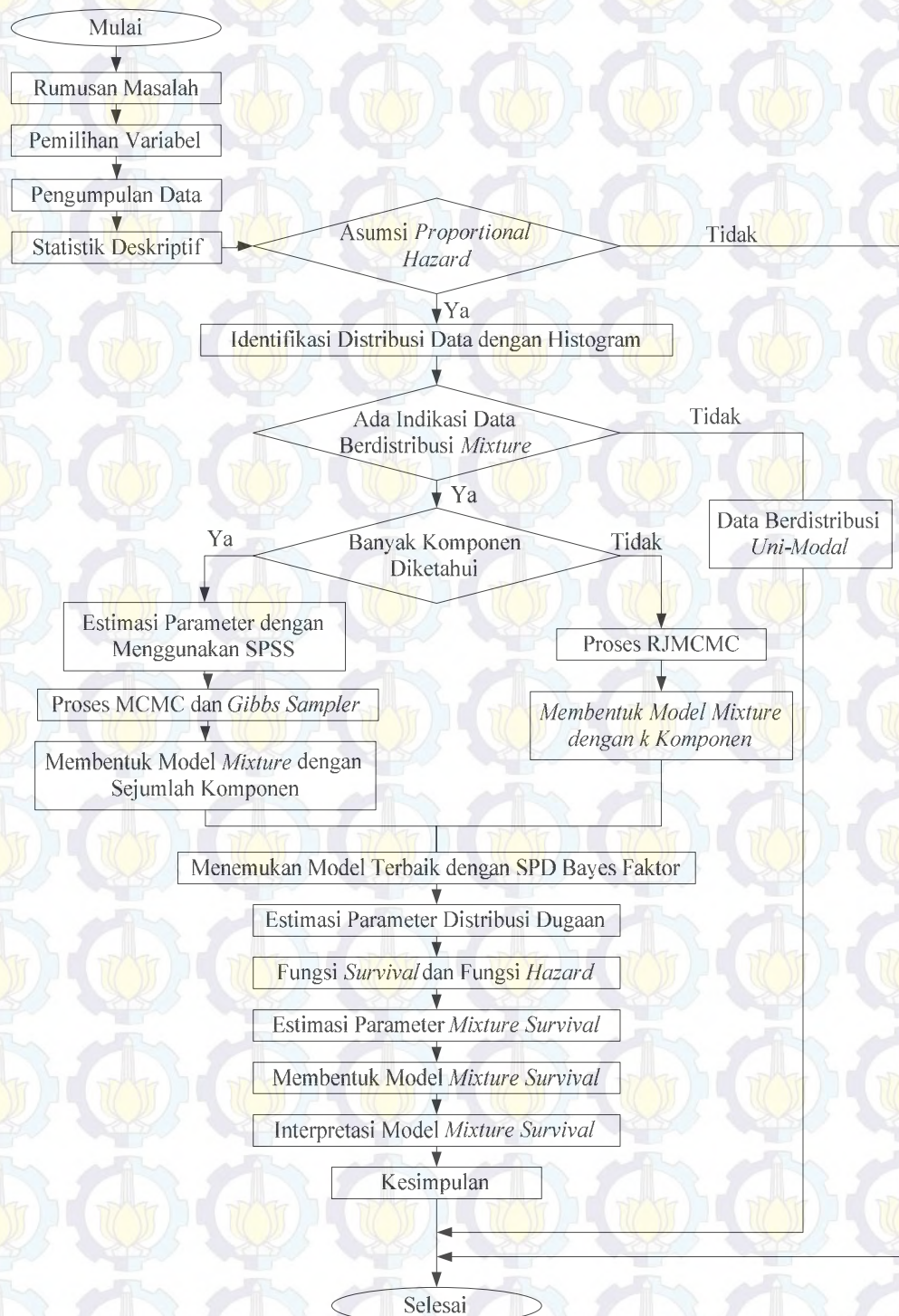
4) Pemodelan *mixture survival* yang meliputi:

- a. Estimasi parameter dari distribusi dugaan t .
- b. Estimasi fungsi *survival* dan fungsi *hazard*.
- c. Estimasi parameter model *mixture survival*.
- d. Membentuk model *mixture survival*.

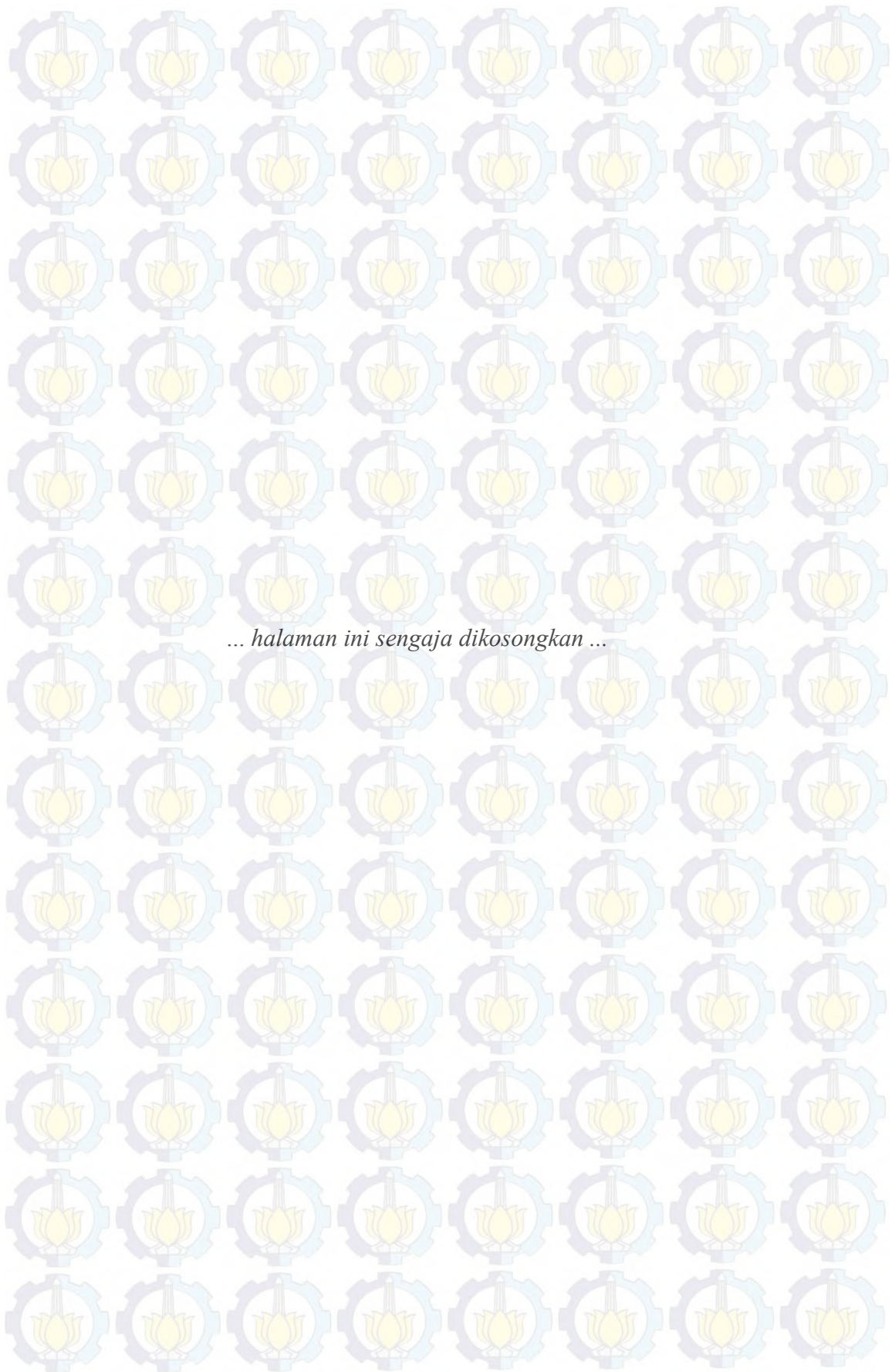
5) Interpretasi model *mixture survival*.

6) Menarik kesimpulan.

Untuk lebih jelasnya dapat dilihat dalam diagram alir sebagai berikut:



Gambar 3.1 Diagram Alir Penelitian



BAB 4

HASIL DAN PEMBAHASAN

Pada Bab ini akan dijabarkan mengenai hasil dari penelitian yang telah dilakukan dalam menjawab rumusan masalah pada Bab pertama.

4.1 Analisis Statistika Deskriptif

Langkah awal sebelum dilakukan analisis *survival* terhadap faktor-faktor yang mempengaruhi lama pernikahan para pihak yang mendaftarkan gugatan perceraian, yaitu melakukan analisis statistika deskriptif untuk mengetahui karakteristik para pihak yang mendaftarkan gugatan perceraian di Pengadilan Agama (PA) Kabupaten Malang. Analisis deskriptif ini dilakukan terhadap masing-masing variabel yang digunakan dalam penelitian yang meliputi variabel respon (yaitu lama pernikahan) dan sembilan variabel prediktor (yaitu variabel jenis cerai sebagai X_1 , umur penggugat saat menikah sebagai X_2 , pendidikan penggugat sebagai X_3 , pekerjaan penggugat sebagai X_4 , umur tergugat saat menikah sebagai X_5 , pendidikan tergugat sebagai X_6 , pekerjaan tergugat sebagai X_7 , jumlah anak sebagai X_8 , dan alasan perceraian sebagai X_9).

Statistika deskriptif dari lama pernikahan (waktu *survival*) dan beberapa variabel prediktor yang bersifat rasio diberikan pada tabel berikut:

Tabel 4.1 Deskriptif Variabel yang Bersifat Rasio

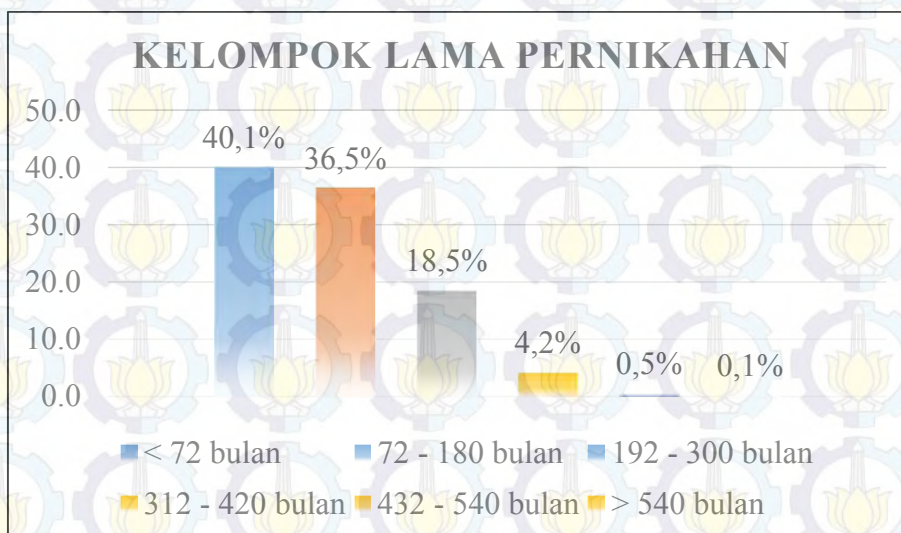
| Variabel | Mean | StDev | Min. | Median | Mak. | Modus |
|---------------------------------------|-------|-------|------|--------|-------|-------|
| Lama pernikahan (T) | 9,86 | 7,721 | 0,25 | 8,11 | 52,16 | 1,15 |
| Umur penggugat saat menikah (X_2) | 23,62 | 7,362 | 11 | 22 | 76 | 20 |
| Umur tergugat saat menikah (X_5) | 25,23 | 7,462 | 11 | 23 | 79 | 20 |
| Jumlah anak (X_8) | - | - | 0 | 1 | 7 | 0 |

Sumber: diolah berdasarkan perhitungan SPSS (Lampiran 1)

Pada Tabel 4.1 menunjukkan bahwa waktu *survival* atau lama pernikahan (sejak menikah hingga terjadi perceraian maupun adanya keputusan Pengadilan) paling kecil lama pernikahan adalah 0,25 tahun dan lama pernikahan paling besar adalah 52,16 tahun yang dapat dikategorikan sangat panjang karena rata-rata lama pernikahan para pihak adalah selama 9,86 tahun. Umur penggugat saat menikah paling muda adalah berumur 11 tahun dan paling tua adalah berumur 76 tahun dengan rata-rata umur penggugat saat menikah adalah berumur 24 tahun. Umur tergugat saat menikah paling muda adalah berumur 11 tahun dan paling tua adalah berumur 79 tahun dengan rata-rata umur tergugat saat menikah adalah berumur 25 tahun. Sedangkan untuk jumlah anak, kebanyakan para pihak tidak memiliki anak saat melangsungkan perceraian.

4.1.1 Karakteristik Berdasarkan Lama Pernikahan

Berdasarkan Gambar 4.1 yang merupakan deskriptif lama pernikahan. Kelompok lama pernikahan ini disusun atas 6 kategori, yang terdiri dari lama pernikahan < 72 bulan, 72 – 180 bulan, 192 – 300 bulan, 312 – 420 bulan, 432 – 540 bulan, dan > 540 bulan.



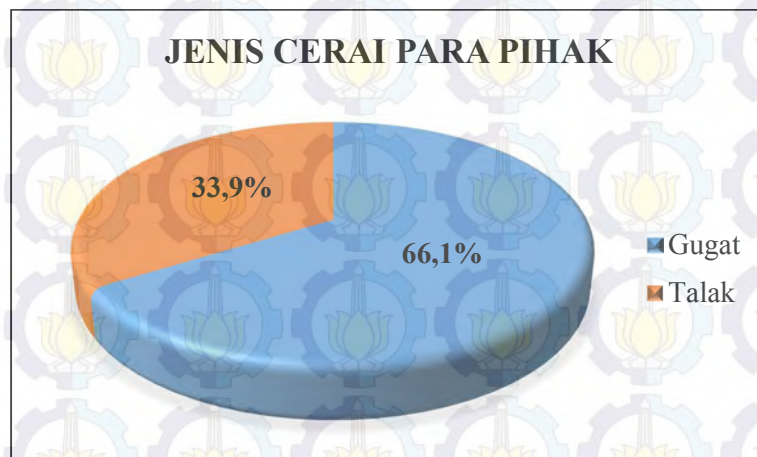
Gambar 4.1 Deskriptif Lama Pernikahan (diolah berdasarkan Lampiran 1)

Berdasarkan Gambar 4.1 dapat diketahui bahwa lama pernikahan para pihak yang mendaftarkan perceraian di PA Kabupaten Malang dalam kurun waktu Tahun 2014 (Januari – November) paling banyak tidak lebih dari (72 bulan) 6 tahun dengan prosentase 40,1% (sebanyak 2.787 kasus), kemudian dengan lama pernikahan antara 72 – 180 bulan (6 – 15 tahun) dengan prosentase 36,5% (sebanyak 2.537 kasus), lama pernikahan antara 192 – 300 bulan (16 – 25 tahun) dengan prosentase 18,5% (sebanyak 1.287 kasus), lama pernikahan antara 312 – 420 bulan (26 – 35 tahun) dengan prosentase 4,2% (sebanyak 294 kasus), lama pernikahan antara 432 – 540 bulan (36 – 45 tahun) dengan prosentase 0,5% (sebanyak 35 kasus), dan lama pernikahan lebih dari 540 bulan (45 tahun) dengan prosentase 0,1% (sebanyak 5 kasus). Dengan melihat deskripsi di atas dapat disimpulkan bahwa rata-rata lama pernikahan para pihak tersebut tidaklah berumur lama, melainkan hanya dalam kisaran 0 -180 bulan (0 – 15 tahun).

4.1.2 Karakteristik Berdasarkan Jenis Cerai

Jumlah kasus yang terjadi dalam masa penelitian yaitu sejak bulan Januari hingga bulan November 2014 ini adalah sebanyak 6.945 kasus perceraian. Gambar 4.2 menunjukkan bahwa sebagian besar kasus perceraian yang masuk di PA Kabupaten Malang yaitu jenis cerai gugat, hal ini 32,2% lebih banyak dibandingkan dengan kasus perceraian jenis cerai talak dengan prosentase 66,1% kasus (sebanyak 4.592 kasus) dan sisanya dengan prosentase 33,9% kasus (sebanyak 2.353 kasus) merupakan kasus perceraian dengan jenis cerai talak.

Berdasarkan deskripsi di atas dapat disimpulkan bahwa perkara perceraian yang diterima PA Kabupaten Malang lebih dari 50% adalah jenis cerai gugat yang berarti perceraian tersebut diajukan oleh pihak istri, maka sudah selayaknya untuk dapat diteliti lebih lanjut hal-hal yang berkenaan dengan itu.



Gambar 4.2 Deskriptif Jenis Cerai (diolah berdasarkan Lampiran 1)

Selanjutnya, dilakukan *cross tabulation* (tabulasi silang) antara waktu *survival* dalam hal ini adalah lama pernikahan dengan jenis cerai. Hal ini bertujuan untuk merangkum data lama pernikahan dengan jenis cerai secara bersamaan atau sekaligus. Berikut adalah hasil *cross tabulation* antara lama pernikahan dengan jenis cerai.

Tabel 4.2 *Cross Tabulation* antara Waktu *Survival* dengan Jenis Cerai

| Lama Pernikahan | Jenis Cerai (X_1) | | Total |
|-----------------|-----------------------|-------|-------|
| | Gugat | Talak | |
| < 72 Bulan | 1.742 | 1.045 | 2.787 |
| 72 - 180 Bulan | 1.744 | 793 | 2.537 |
| 192 - 300 Bulan | 883 | 404 | 1.287 |
| 312 - 420 Bulan | 201 | 93 | 294 |
| 432 - 540 Bulan | 19 | 16 | 35 |
| > 540 Bulan | 3 | 2 | 5 |
| Total | 4.592 | 2.353 | 6.945 |

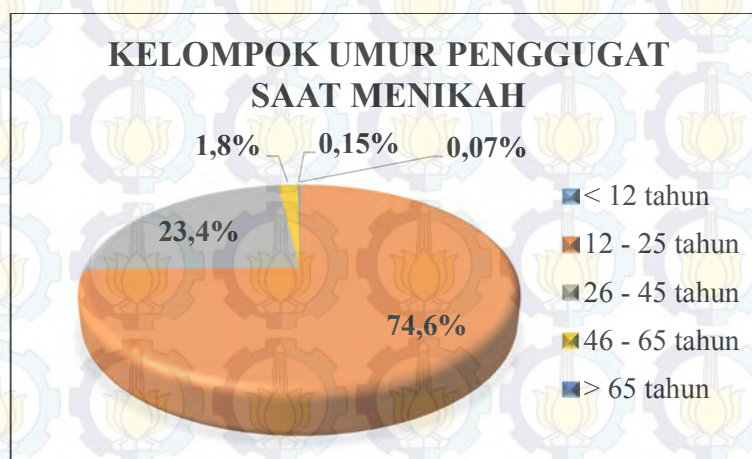
Sumber: diolah berdasarkan perhitungan SPSS (Lampiran 2)

Berdasarkan Tabel 4.2 dapat diperoleh suatu informasi bahwa jenis perkara cerai yang banyak diajukan di PA Kabupaten Malang pada tahun 2014 adalah jenis cerai gugat, yaitu sebanyak 4.592 kasus dengan lama pernikahan kurang dari 6 tahun dialami oleh 1.742 kasus, 1.744 kasus dengan lama pernikahan antara 6 – 15 tahun, 883 kasus dengan lama pernikahan antara 16 – 25 tahun, 201

kasus dengan lama pernikahan 26 – 35 tahun, 19 kasus dengan lama pernikahan antara 36 – 45 kasus, dan lama pernikahan lebih dari 45 tahun dialami oleh 3 kasus.

4.1.3 Karakteristik Berdasarkan Umur Penggugat saat Menikah

Berdasarkan Gambar 4.3 yang merupakan deskriptif umur penggugat saat menikah. Kelompok umur ini dikategorikan berdasarkan kategori pengelompokan umur oleh Departemen Kesehatan tahun 2009 yang terdiri dari lima kelompok umur, yaitu <12 tahun (anak-anak), 12 – 25 tahun (remaja), 26 – 45 tahun (dewasa), 46 – 65 tahun (lansia) dan >65 tahun (manula).



Gambar 4.3 Deskriptif Umur Penggugat saat Menikah (diolah berdasarkan Lampiran 1)

Berdasarkan Gambar 4.3 dapat diketahui bahwa para penggugat paling banyak menikah pada rentang umur 12 – 25 tahun dengan prosentase 74,6% (sebanyak 5.181 kasus), kemudian pada rentang umur 26 – 45 tahun dengan prosentase 23,4% (sebanyak 1.628 kasus), pada rentang umur 46 – 65 tahun dengan prosentase 1,8% (sebanyak 123 kasus), pada rentang umur di atas 65 tahun dengan prosentase 0,15% (sebanyak 8 kasus), dan pada rentang umur di bawah 12 tahun dengan prosentase 0,07% (sebanyak 5 kasus).

Berdasarkan deksripsi di atas, maka dapat disimpulkan bahwa umur penggugat saat menikah lebih dari 50% masih tergolong remaja karena masuk dalam rentang umur 12 – 25 tahun.

Selanjutnya, dilakukan *cross tabulation* (tabulasi silang) antara lama pernikahan dengan umur penggugat saat menikah. Hal ini bertujuan untuk merangkum data lama pernikahan dengan umur penggugat saat menikah secara bersamaan atau sekaligus. Berikut adalah hasil *cross tabulation* antara lama pernikahan dengan umur penggugat saat menikah.

Tabel 4.3 *Cross Tabulation* antara Waktu *Survival* dengan Umur Penggugat saat Menikah

| Lama Pernikahan | Umur Penggugat saat Menikah (X_2) | | | | | Total |
|-----------------|---------------------------------------|---------------|---------------|---------------|------------|-------|
| | < 12 Tahun | 12 - 25 Tahun | 26 - 45 Tahun | 46 - 65 Tahun | > 65 Tahun | |
| < 72 Bulan | 0 | 1.805 | 874 | 101 | 7 | 2.787 |
| 72 - 180 Bulan | 0 | 1.963 | 552 | 21 | 1 | 2.537 |
| 192 - 300 Bulan | 1 | 1.116 | 169 | 1 | 0 | 1.287 |
| 312 - 420 Bulan | 3 | 262 | 29 | 0 | 0 | 294 |
| 432 - 540 Bulan | 1 | 31 | 3 | 0 | 0 | 35 |
| > 540 Bulan | 0 | 4 | 1 | 0 | 0 | 5 |
| Total | 5 | 5.181 | 1.628 | 123 | 8 | 6.945 |

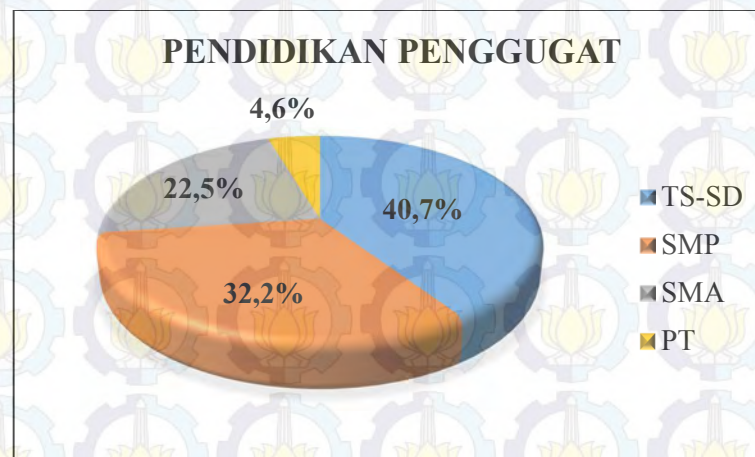
Sumber: diolah berdasarkan perhitungan SPSS (Lampiran 2)

Tabel 4.3 memberikan suatu informasi bahwa rentang usia antara 12 – 25 tahun adalah yang terbanyak untuk usia penggugat saat menikah yaitu sebanyak 5.181 kasus. Dalam rentang usia tersebut, sebanyak 1.805 kasus mampu mempertahankan pernikahan mereka kurang dari 6 tahun, 1.963 kasus mampu mempertahankan pernikahan mereka dalam rentang lama pernikahan 6 – 15 tahun, rentang lama pernikahan 16 – 25 tahun mampu dijalani oleh 1.116 kasus, rentang lama pernikahan 26 – 35 tahun mampu dijalani oleh 262 kasus, rentang lama pernikahan 36 – 45 tahun hanya mampu dijalani oleh 31 kasus, dan hanya 4 kasus yang mampu mempertahankan pernikahan mereka lebih dari 45 tahun.

4.1.4 Karakteristik Berdasarkan Pendidikan Penggugat

Berdasarkan Gambar 4.4 dapat diketahui bahwa pendidikan penggugat yang paling banyak adalah Tidak Sekolah hingga SD dengan prosentase 40,7%

(sebanyak 2.825 kasus), 32,2% (sebanyak 2.236 kasus) dengan pendidikan penggugat hingga SMP, 22,5% (sebanyak 1.564 kasus) dengan pendidikan penggugat hingga SMA, dan 4,6% (sebanyak 320 kasus) dengan pendidikan hingga perguruan tinggi.



Gambar 4.4 Deskriptif Pendidikan Penggugat (diolah berdasarkan Lampiran 1)

Selanjutnya, dilakukan *cross tabulation* (tabulasi silang) antara lama pernikahan dengan pendidikan penggugat. Hal ini bertujuan untuk merangkum data lama pernikahan dengan pendidikan penggugat secara bersamaan atau sekaligus. Berikut adalah hasil *cross tabulation* antara lama pernikahan dengan pendidikan penggugat.

Tabel 4.4 *Cross Tabulation* antara Waktu *Survival* dengan Pendidikan Penggugat

| Lama Pernikahan | Pendidikan Penggugat (X_3) | | | | Total |
|-----------------|--------------------------------|-----------------|-----------------|-----|-------|
| | TS-SD/Sederajat | SMP / Sederajat | SMA / Sederajat | PT | |
| < 72 Bulan | 960 | 971 | 719 | 137 | 2.787 |
| 72 - 180 Bulan | 988 | 853 | 572 | 124 | 2.537 |
| 192 - 300 Bulan | 658 | 344 | 234 | 51 | 1.287 |
| 312 - 420 Bulan | 189 | 60 | 38 | 7 | 294 |
| 432 - 540 Bulan | 27 | 7 | 1 | 0 | 35 |
| > 540 Bulan | 3 | 1 | 0 | 1 | 5 |
| Total | 2.825 | 2.236 | 1.564 | 320 | 6.945 |

Sumber: diolah berdasarkan perhitungan SPSS (Lampiran 2)

Berdasarkan Tabel 4.4 diperoleh suatu informasi bahwa tingkat pendidikan penggugat antara yang tidak sekolah hingga jenjang SD/ sederajat merupakan kategori yang terbanyak dengan 2.825 kasus, dimana sebanyak 960 kasus dengan lama pernikahan kurang dari 6 tahun, 988 kasus dengan rentang lama pernikahan antara 6 – 15 tahun, 658 kasus dengan rentang lama pernikahan antara 16 – 25 tahun, 189 kasus dengan rentang lama pernikahan antara 26 – 35 tahun, 27 kasus dengan rentang lama pernikahan antara 36 – 45 tahun, dan untuk lama pernikahan lebih dari 45 tahun hanya dialami oleh 3 kasus.

4.1.5 Karakteristik Berdasarkan Kelompok Pekerjaan Penggugat

Gambar 4.5 merupakan diagram yang menunjukkan prosentase kelompok pekerjaan penggugat, dimana kelompok pekerjaan dengan prosentase tertinggi adalah untuk kelompok pekerjaan tenaga tidak terlatih dengan prosentase 46,8% (sebanyak 3.250 kasus), kemudian untuk kelompok pekerjaan semi profesional dengan prosentase 41,1% (sebanyak 2.854 kasus), untuk kelompok pekerjaan profesional dengan prosentase 8,3% (sebanyak 575 kasus), dan untuk kelompok pekerjaan tenaga terampil dengan prosentase 3,8% (sebanyak 266 kasus).



Gambar 4.5 Deskriptif Kelompok Pekerjaan Penggugat (diolah berdasarkan Lampiran 1)

Selanjutnya, dilakukan *cross tabulation* (tabulasi silang) antara lama pernikahan dengan kelompok pekerjaan penggugat. Hal ini bertujuan untuk

merangkum data lama pernikahan dengan kelompok pekerjaan penggugat secara bersamaan atau sekaligus. Berikut adalah hasil *cross tabulation* antara lama pernikahan dengan kelompok pekerjaan penggugat.

Tabel 4.5 *Cross Tabulation* antara Waktu *Survival* dengan Kelompok Pekerjaan Penggugat

| Lama Pernikahan | Pekerjaan Penggugat (X_1) | | | | Total |
|-----------------|-------------------------------|-----------------|------------------|-------------|-------|
| | Tenaga Tidak Terlatih | Tenaga Terampil | Semi profesional | Profesional | |
| < 72 Bulan | 1.254 | 102 | 1.159 | 272 | 2.787 |
| 72 - 180 Bulan | 1.169 | 100 | 1.064 | 204 | 2.537 |
| 192 - 300 Bulan | 653 | 51 | 503 | 80 | 1.287 |
| 312 - 420 Bulan | 148 | 9 | 118 | 19 | 294 |
| 432 - 540 Bulan | 23 | 4 | 8 | 0 | 35 |
| > 540 Bulan | 3 | 0 | 2 | 0 | 5 |
| Total | 3.250 | 266 | 2.854 | 575 | 6.945 |

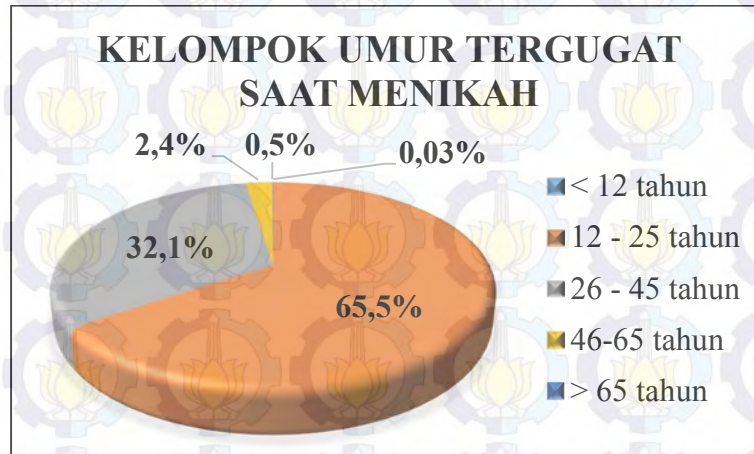
Sumber: diolah berdasarkan perhitungan SPSS (Lampiran 2)

Pada Tabel 4.5 diperoleh suatu informasi bahwa kelompok pekerjaan tenaga tidak terlatih seperti tukang, tukang kebun, buruh, dan lain sebagainya merupakan kelompok pekerjaan yang dominan diemban oleh penggugat dalam kasus perceraian di PA Kabupaten Malang pada tahun 2014 sebanyak 3.250 kasus. Hal ini meliputi 1.254 kasus hanya mampu mempertahankan pernikahan mereka kurang dari 6 tahun, 1.169 kasus dengan rentang lama pernikahan antara 6 -15 tahun, 653 kasus mampu mempertahankan pernikahan antara rentang 16 – 25 tahun, 148 kasus mampu mempertahankan pernikahan antara rentang 26 – 35 kasus, 23 kasus mampu mempertahankan pernikahan antara rentang 36 – 45 tahun, dan hanya 3 kasus yang mampu mempertahankan pernikahan mereka hingga lama pernikahan lebih dari 45 tahun.

4.1.6 Karakteristik Berdasarkan Umur Tergugat saat Menikah

Berdasarkan Gambar 4.6 yang merupakan deskriptif umur tergugat saat menikah. Kelompok umur ini dikategorikan berdasarkan kategori pengelompokan

umur oleh Departemen Kesehatan tahun 2009 yang terdiri dari lima kelompok umur, yaitu < 12 tahun (anak-anak), 12 – 25 tahun (remaja), 26 – 45 tahun (dewasa), 46 – 65 tahun (lansia) dan > 65 tahun (manula).



Gambar 4.6 Deskriptif Umur Tergugat saat Menikah (diolah berdasarkan Lampiran 1)

Berdasarkan Gambar 4.6 dapat diketahui bahwa para tergugat paling banyak menikah pada rentang umur 12 – 25 tahun dengan prosentase 74,6% (sebanyak 5.181 kasus), kemudian pada rentang umur 26 – 45 tahun dengan prosentase 23,4% (sebanyak 1.628 kasus), pada rentang umur 46 – 65 tahun dengan prosentase 1,8% (sebanyak 123 kasus), pada rentang umur di atas 65 tahun dengan prosentase 0,15% (sebanyak 8 kasus), dan pada rentang umur di bawah 12 tahun dengan prosentase 0,07% (sebanyak 5 kasus).

Berdasarkan deskripsi di atas, maka dapat disimpulkan bahwa umur tergugat saat menikah lebih dari 50% masih tergolong remaja karena masuk dalam rentang umur 12 – 25 tahun.

Selanjutnya, dilakukan *cross tabulation* (tabulasi silang) antara lama pernikahan dengan umur tergugat saat menikah. Hal ini bertujuan untuk merangkum data lama pernikahan dengan umur tergugat saat menikah secara bersamaan atau sekaligus. Hasil *cross tabulation* antara lama pernikahan dengan umur tergugat saat menikah disajikan pada Tabel 4.6.

Tabel 4.6 memberikan suatu informasi bahwa rentang usia antara 12 – 25 tahun adalah yang terbanyak untuk usia tergugat saat menikah yaitu sebanyak 4.546

kasus. Dalam rentang usia tersebut, sebanyak 1.584 kasus mampu mempertahankan pernikahan mereka kurang dari 6 tahun, 1.706 kasus mampu mempertahankan pernikahan mereka dalam rentang lama pernikahan 6 – 15 tahun, rentang lama pernikahan 16 – 25 tahun mampu dijalani oleh 978 kasus, rentang lama pernikahan 26 – 35 tahun mampu dijalani oleh 245 kasus, rentang lama pernikahan 36 – 45 tahun hanya mampu dijalani oleh 29 kasus, dan hanya 4 kasus yang mampu mempertahankan pernikahan mereka lebih dari 4 tahun.

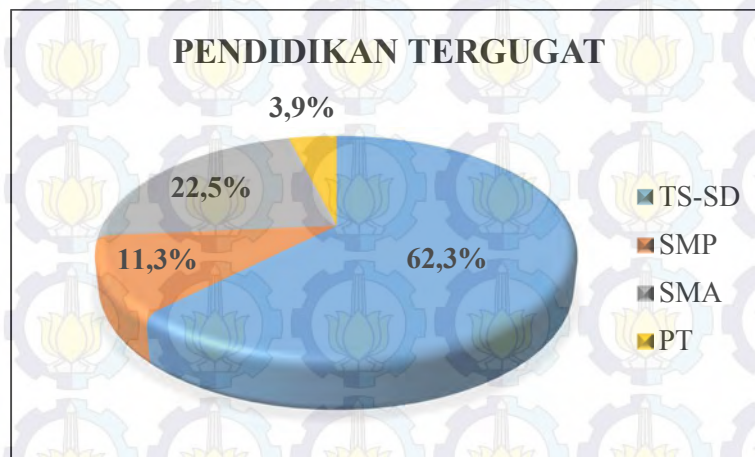
Tabel 4.6 *Cross Tabulation* antara Waktu *Survival* dengan Umur Tergugat saat Menikah

| Lama Pernikahan | Umur Tergugat saat Menikah (X_3) | | | | | Total |
|-----------------|--------------------------------------|---------------|---------------|---------------|------------|-------|
| | < 12 Tahun | 12 - 25 Tahun | 26 - 45 Tahun | 46 - 65 Tahun | > 65 Tahun | |
| < 72 Bulan | 0 | 1.584 | 1.077 | 123 | 3 | 2.787 |
| 72 - 180 Bulan | 0 | 1.706 | 799 | 31 | 1 | 2.537 |
| 192 - 300 Bulan | 1 | 978 | 296 | 12 | 0 | 1.287 |
| 312 - 420 Bulan | 1 | 245 | 48 | 0 | 0 | 294 |
| 432 - 540 Bulan | 0 | 29 | 6 | 0 | 0 | 35 |
| > 540 Bulan | 0 | 4 | 1 | 0 | 0 | 5 |
| Total | 2 | 4.546 | 2.227 | 166 | 4 | 6.945 |

Sumber: diolah berdasarkan perhitungan SPSS (Lampiran 2)

4.1.7 Karakteristik Berdasarkan Pendidikan Tergugat

Berdasarkan Gambar 4.7 dapat diketahui bahwa pendidikan tergugat yang paling banyak adalah tidak sekolah hingga SD dengan prosentase 62,3% (sebanyak 4.324 kasus), 22,5% (sebanyak 1.562 kasus) dengan pendidikan penggugat hingga SMA, 11,3% (sebanyak 785 kasus) dengan pendidikan penggugat hingga SMP, dan 3,9% (sebanyak 274 kasus) dengan pendidikan hingga perguruan tinggi.



Gambar 4.7 Deskriptif Pendidikan Tergugat (diolah berdasarkan Lampiran 1)

Selanjutnya, dilakukan *cross tabulation* (tabulasi silang) antara lama pernikahan dengan pendidikan tergugat. Hal ini bertujuan untuk merangkum data lama pernikahan dengan pendidikan tergugat secara bersamaan atau sekaligus. Berikut adalah hasil *cross tabulation* antara lama pernikahan dengan pendidikan tergugat.

Tabel 4.7 *Cross Tabulation* antara Waktu *Survival* dengan Pendidikan Tergugat

| Lama Pernikahan | Pendidikan Tergugat (X_6) | | | | Total |
|-----------------|-------------------------------|-----------------|-----------------|-----|-------|
| | TS-SD/Sederajat | SMP / Sederajat | SMA / Sederajat | PT | |
| < 72 Bulan | 1.671 | 338 | 666 | 112 | 2.787 |
| 72 - 180 Bulan | 1.535 | 289 | 598 | 115 | 2.537 |
| 192 - 300 Bulan | 868 | 124 | 256 | 39 | 1.287 |
| 312 - 420 Bulan | 219 | 29 | 40 | 6 | 294 |
| 432 - 540 Bulan | 27 | 5 | 2 | 1 | 35 |
| > 540 Bulan | 4 | 0 | 0 | 1 | 5 |
| Total | 4.324 | 785 | 1.562 | 274 | 6.945 |

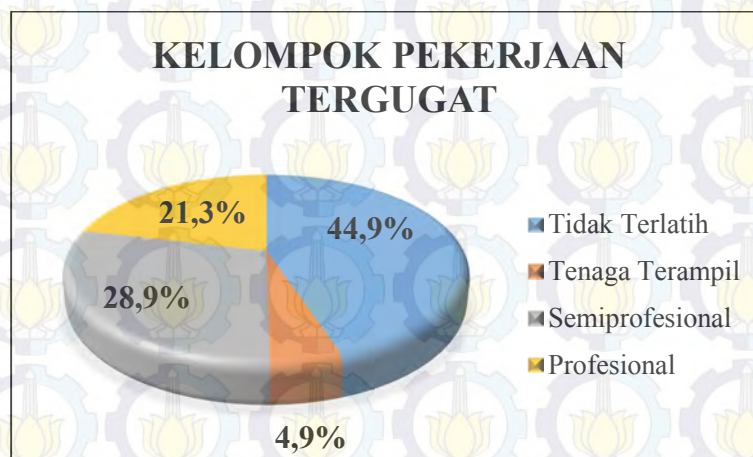
Sumber: diolah berdasarkan perhitungan SPSS (Lampiran 2)

Berdasarkan Tabel 4.7 diperoleh suatu informasi bahwa tingkat pendidikan tergugat antara yang tidak sekolah hingga jenjang SD/ sederajat merupakan kategori yang terbanyak dengan 4.324 kasus, dimana sebanyak 1.671 kasus dengan lama pernikahan kurang dari 6 tahun, 1.535 kasus dengan rentang lama pernikahan antara 6 – 15 tahun, 868 kasus dengan rentang lama pernikahan antara 16 – 25 tahun, 219 kasus dengan rentang lama pernikahan antara 26 – 35

tahun, 27 kasus dengan rentang lama pernikahan antara 36 – 45 tahun, dan untuk lama pernikahan lebih dari 45 tahun hanya dialami oleh 4 kasus.

4.1.8 Karakteristik Berdasarkan Kelompok Pekerjaan Tergugat

Gambar 4.8 merupakan diagram yang menunjukkan prosentase kelompok pekerjaan penggugat, dimana kelompok pekerjaan dengan prosentase tertinggi adalah untuk kelompok pekerjaan tenaga tidak terlatih dengan prosentase 44,9% (sebanyak 3.115 kasus), kemudian untuk kelompok pekerjaan semi profesional dengan prosentase 28,9%% (sebanyak 2.009 kasus), untuk kelompok kategori profesional dengan prosentase 21,3% (sebanyak 1.478 kasus), dan untuk kelompok pekerjaan tenaga terampil dengan prosentase 4,9% (sebanyak 343 kasus).



Gambar 4.8 Deskriptif Kelompok Pekerjaan Tergugat (diolah berdasarkan Lampiran 1)

Selanjutnya, dilakukan *cross tabulation* (tabulasi silang) antara lama pernikahan dengan kelompok pekerjaan tergugat. Hal ini bertujuan untuk merangkum data lama pernikahan dengan kelompok pekerjaan tergugat secara bersamaan atau sekaligus. Berikut adalah hasil *cross tabulation* antara lama pernikahan dengan kelompok pekerjaan tergugat.

Tabel 4.8 *Cross Tabulation* antara Waktu *Survival* dengan Kelompok Pekerjaan Tergugat

| Lama Pernikahan | Pekerjaan Tergugat (X_7) | | | | Total |
|-----------------|------------------------------|-----------------|------------------|-------------|-------|
| | Tenaga Tidak Terlatih | Tenaga Terampil | Semi profesional | Profesional | |
| < 72 Bulan | 1.286 | 111 | 750 | 640 | 2.787 |
| 72 - 180 Bulan | 1.072 | 155 | 749 | 561 | 2.537 |
| 192 - 300 Bulan | 588 | 64 | 399 | 236 | 1.287 |
| 312 - 420 Bulan | 144 | 11 | 101 | 38 | 294 |
| 432 - 540 Bulan | 22 | 1 | 9 | 3 | 35 |
| > 540 Bulan | 3 | 1 | 1 | 0 | 5 |
| Total | 3.115 | 343 | 2.009 | 1.478 | 6.945 |

Sumber: diolah berdasarkan perhitungan SPSS (Lampiran 2)

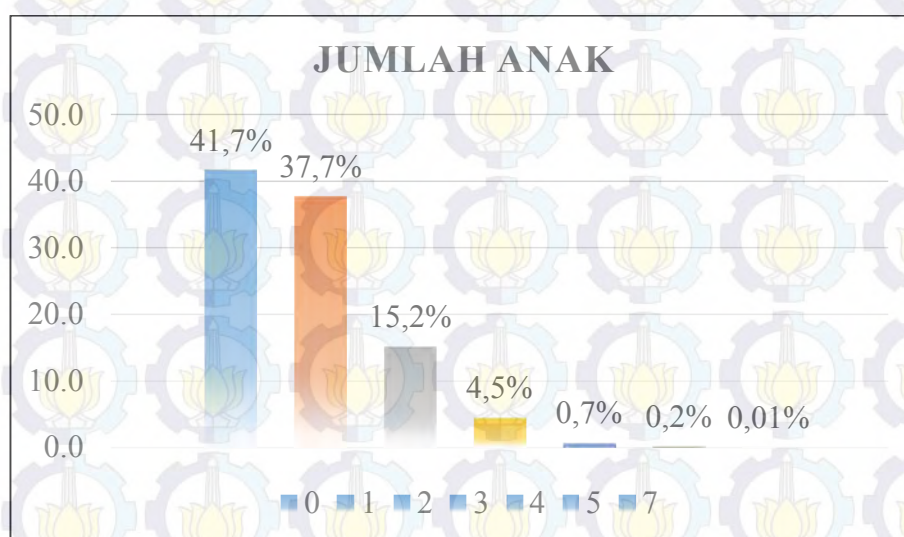
Pada Tabel 4.8 diperoleh suatu informasi bahwa kelompok pekerjaan tenaga tidak terlatih seperti tukang, tukang kebun, buruh, dan lain sebagainya merupakan kelompok pekerjaan yang dominan diemban oleh tergugat dalam kasus perceraian di PA Kabupaten Malang pada tahun 2014, yaitu sebanyak 3.115. Hal ini meliputi 1.286 kasus hanya mampu mempertahankan pernikahan mereka kurang dari 6 tahun, 1.072 kasus dengan rentang lama pernikahan antara 6 -15 tahun, 588 kasus mampu mempertahankan pernikahan antara rentang 16 – 25 tahun, 144 kasus mampu mempertahankan pernikahan antara rentang 26 – 35 kasus, 23 kasus mampu mempertahankan pernikahan antara rentang 36 – 45 tahun, dan hanya 3 kasus yang mampu mempertahankan pernikahan mereka hingga lama pernikahan lebih dari 45 tahun.

4.1.9 Karakteristik Berdasarkan Jumlah Anak

Gambar 4.9 menunjukkan bahwa sebagian besar pihak yang mendaftarkan perceraian di PA Kabupaten Malang tidak memiliki anak, yaitu dengan prosentase 41,7% (sebanyak 2.897 kasus), pasangan yang memiliki satu orang anak dengan prosentase 37,7% (sebanyak 2.620 kasus), pasangan yang memiliki dua orang anak dengan prosentase 15,2% (sebanyak 1.056 kasus), pasangan yang memiliki tiga orang anak dengan prosentase 4,5% (sebanyak 311 kasus), pasangan yang memiliki

empat orang anak dengan prosentase 0,7% (sebanyak 47 kasus), pasangan yang memiliki 5 orang anak dengan prosentase 0,2% (sebanyak 13 kasus), dan pasangan yang memiliki 7 orang anak dengan prosentase 0,01% (sebanyak 1 kasus).

Selanjutnya, dilakukan *cross tabulation* (tabulasi silang) antara lama pernikahan dengan jumlah anak. Hal ini bertujuan untuk merangkum data lama pernikahan dengan jumlah anak secara bersamaan atau sekaligus. Hasil dari *cross tabulation* antara lama pernikahan dengan jumlah anak kemudian ditunjukkan pada Tabel 4.9.



Gambar 4.9 Deskriptif Jumlah Anak (diolah berdasarkan Lampiran 1)

Pada Tabel 4.9 diperoleh suatu informasi bahwa pasangan suami istri yang kemudian mengajukan perceraian di PA Kabupaten Malang didominasi dengan pasangan yang tidak memiliki anak, yaitu sebanyak 2.897 kasus. Hal ini terdiri dari 1.424 kasus dengan lama pernikahan kurang dari 6 tahun, 939 kasus dengan rentang lama pernikahan antara 6 – 15 tahun, 431 kasus dengan rentang lama pernikahan 16 – 25 tahun, 92 kasus dengan rentang lama pernikahan 26 – 35 tahun, 8 kasus dengan rentang lama pernikahan 36 – 45 tahun, dan hanya 3 kasus dengan lama pernikahan lebih dari 45 tahun.

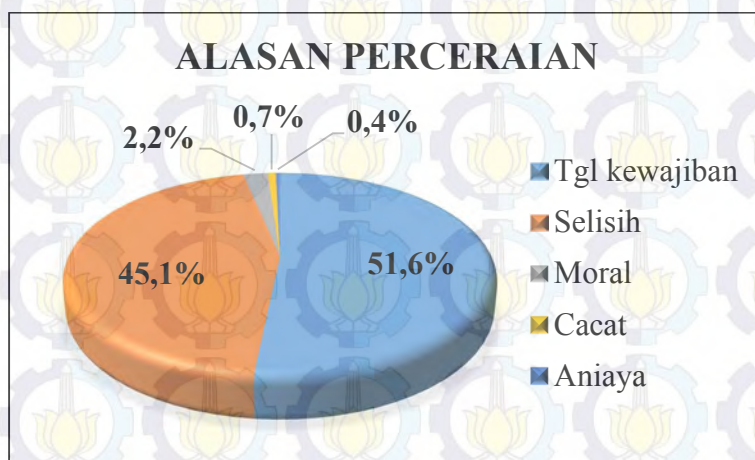
Tabel 4.9 *Cross Tabulation* antara Waktu *Survival* dengan Jumlah Anak

| Lama Pernikahan | Jumlah Anak (X_8) | | | | | | | Total |
|-----------------|-----------------------|-------|-------|-----|----|----|---|-------|
| | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 7 | |
| < 72 Bulan | 1.424 | 1.107 | 211 | 44 | 1 | 0 | 0 | 2.787 |
| 72 - 180 Bulan | 939 | 1.044 | 441 | 102 | 10 | 1 | 0 | 2.537 |
| 192 - 300 Bulan | 431 | 389 | 325 | 117 | 22 | 3 | 0 | 1.287 |
| 312 - 420 Bulan | 92 | 70 | 71 | 43 | 12 | 5 | 1 | 294 |
| 432 - 540 Bulan | 8 | 10 | 8 | 4 | 2 | 3 | 0 | 35 |
| > 540 Bulan | 3 | 0 | 0 | 1 | 0 | 1 | 0 | 5 |
| Total | 2.897 | 2.620 | 1.056 | 311 | 47 | 13 | 1 | 6.945 |

Sumber: diolah berdasarkan perhitungan SPSS (Lampiran 2)

4.1.10 Karakteristik Berdasarkan Alasan Perceraian

Alasan perceraian sesuai pada Gambar 4.10 terdiri atas lima kategori, yaitu moral, meninggalkan kewajiban, penganiayaan, cacat biologis, dan terus menerus berselisih.



Gambar 4.10 Deskriptif Alasan Perceraian (diolah berdasarkan Lampiran 1)

Berdasarkan Gambar 4.10 dapat diketahui bahwa alasan yang paling banyak mendasari terjadinya perceraian di PA Kabupaten Malang adalah meninggalkan kewajiban dengan prosentase 51,6% (sebanyak 3.586 kasus), alasan moral (karena krisis akhlak dan cemburu) dengan prosentase 45,1% (sebanyak 3.132 kasus), alasan terus menerus berselisih dengan prosentase 2,2% (sebanyak

152 kasus), alasan cacat biologis dengan prosentase 0,7% (sebanyak 49 kasus), dan alasan penganiayaan dengan prosentase 0,4% (sebanyak 26 kasus).

Selanjutnya, dilakukan *cross tabulation* (tabulasi silang) antara lama pernikahan dengan alasan perceraian. Hal ini bertujuan untuk merangkum data lama pernikahan dengan alasan perceraian secara bersamaan atau sekaligus. Hasil dari *cross tabulation* antara lama pernikahan dengan alasan perceraian disajikan pada Tabel 4.10.

Berdasarkan Tabel 4.10 dapat diperoleh informasi bahwa alasan perceraian yang terjadi di PA Kabupaten Malang tahun 2014 didominasi oleh alasan terus menerus berselisih, yaitu sebanyak 3.132. Hal ini terdiri dari 1.317 kasus dengan lama pernikahan kurang dari 6 tahun, 1.146 kasus dengan rentang lama pernikahan antara 6 – 15 tahun, 531 kasus dengan rentang lama pernikahan antara 16 – 25 tahun, 126 kasus dengan rentang lama pernikahan antara 26 – 35 tahun, 11 kasus dengan rentang lama pernikahan antara 36 – 45, dan hanya 1 kasus yang mampu mempertahankan pernikahan mereka hingga lebih dari 45 tahun.

Tabel 4.10 *Cross Tabulation* antara Waktu *Survival* dengan Alasan Perceraian

| Lama Pernikahan | Alasan Perceraian | | | | | Total |
|-----------------|-----------------------|---------|-------|-------|--------|-------|
| | Tak Bertanggung Jawab | Selisih | Moral | Cacat | Aniaya | |
| < 72 Bulan | 1.374 | 1.317 | 65 | 21 | 10 | 2.787 |
| 72 - 180 Bulan | 1.307 | 1.146 | 55 | 19 | 10 | 2.537 |
| 192 - 300 Bulan | 718 | 531 | 25 | 8 | 5 | 1.287 |
| 312 - 420 Bulan | 162 | 126 | 5 | 1 | 0 | 294 |
| 432 - 540 Bulan | 21 | 11 | 2 | 0 | 1 | 35 |
| > 540 Bulan | 4 | 1 | 0 | 0 | 0 | 5 |
| Total | 3.586 | 3.132 | 152 | 49 | 26 | 6.945 |

Sumber: diolah berdasarkan perhitungan SPSS (Lampiran 2)

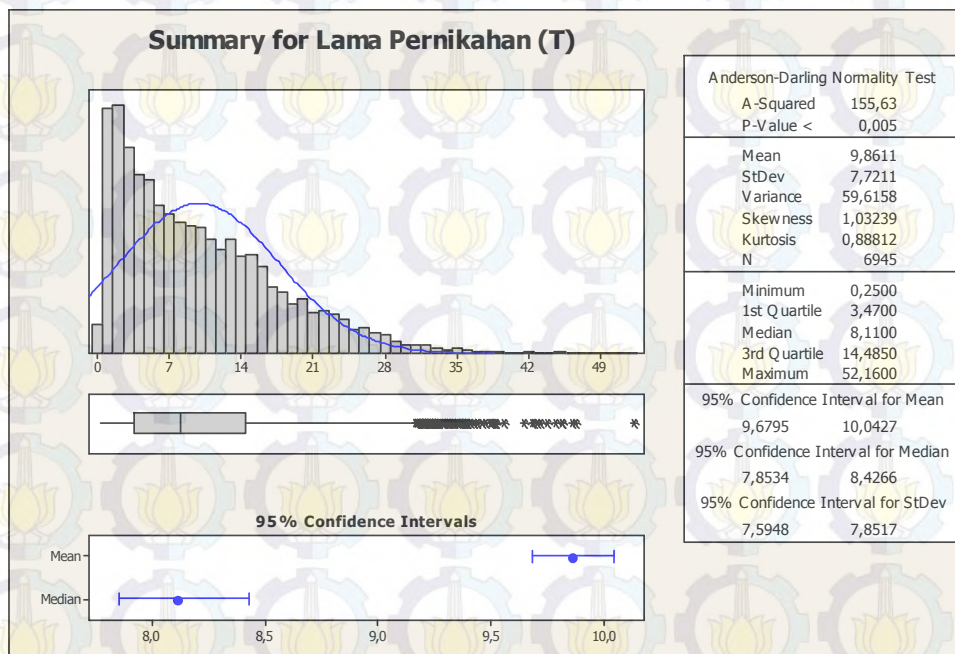
4.2 Identifikasi Distribusi *Mixture*

Dalam penelitian ini untuk mengidentifikasi distribusi *mixture*, tahapan awal yang dilakukan adalah dengan melihat distribusi data lama pernikahan untuk

setiap pasangan yang mendaftarkan perceraian di PA Kabupaten Malang dengan menggunakan metode histogram dan melakukan pengujian *Anderson-Darling*.

4.2.1 Metode Histogram

Berdasarkan histogram dan statistik deksriptif data lama pernikahan pada Gambar 4.11 menunjukkan bahwa data tersebut tidaklah simetris dan hal ini dipertegas dengan nilai *skewness* sebesar 1,03 dan *skew* ke arah kanan. Maka, berdasarkan kesimpulan tersebut patut diduga bahwa data waktu *survival* tidaklah berasal dari satu distribusi (*uni-modal*) melainkan disusun oleh beberapa distribusi (*multimodal*). Untuk mempertegas kesimpulan secara *visual* berdasarkan metode histogram, kemudian dilakukan uji *Anderson-Darling* seperti yang akan dijelaskan kemudian.



Gambar 4.11 Histogram Data Lama Pernikahan Tahun 2014

4.2.2 Uji *Anderson-Darling*

Telah diketahui bahwa uji *Anderson-Darling* merupakan salah satu dari pengujian *goodness of fit* yang bertujuan untuk menduga distribusi data. Berikut

ditunjukkan hasil pemeriksaan distribusi pada data lama pernikahan pada tahun 2014 di PA Kabupaten Malang:

Hipotesis yang digunakan adalah sebagai berikut:

H_0 : Waktu *survival* sesuai dengan distribusi dugaan

H_1 : Waktu *survival* tidak sesuai dengan distribusi dugaan

Statistik uji:

$$A_n^2 = \left(-\frac{1}{n} \left\{ \sum_{i=1}^n (2i-1) \left[\ln F(x_i) + \ln (1 - F(x_{n+1-i})) \right] \right\} \right) - n$$

Daerah kritis:

Tolak H_0 jika $A_n^2 > a_{n,1-\alpha}$ atau $p\text{-value} < \alpha$, $\alpha = 0,05$

Pada Tabel 4.11 diberikan beberapa statistik uji dari beberapa distribusi yang umumnya digunakan dalam analisis *survival*, namun data waktu *survival* tidak ada yang sesuai dengan distribusi-distribusi dugaan tersebut karena nilai statistik uji *Anderson-Darling* > nilai kritis pada $\alpha = 0,05$.

Tabel 4.11 Uji Distribusi Waktu *Survival*

| Distribusi | Statistik uji (A_n^2) | Nilai Kritis ($a_{n,1-\alpha}$) | Keputusan |
|--------------|---------------------------|-----------------------------------|-------------|
| Lognormal | 88,479 | 2,5018 | Tolak H_0 |
| Weibull | 20,918 | 2,5018 | Tolak H_0 |
| Weibul 3P | 17,389 | 2,5018 | Tolak H_0 |
| Normal | 155,62 | 2,5018 | Tolak H_0 |
| Eksponensial | 88,155 | 2,5018 | Tolak H_0 |
| Loglogistik | 103,21 | 2,5018 | Tolak H_0 |

Sumber: diolah berdasarkan perhitungan *Easy Fit* (Lampiran 5)

Keputusan yang ditunjukkan oleh Tabel 4.11 dimana tidak ada distribusi dugaan dengan pola *uni-modal* yang sesuai dengan data waktu *survival*, hal ini menegaskan kesimpulan yang didapatkan dari *visual* histogram pada Gambar 4.11 bahwa data waktu *survival* lama pernikahan tidaklah berasal dari satu distribusi (*uni-modal*) melainkan disusun oleh beberapa distribusi (*multimodal*).

4.3 Model Regresi *Survival*

Tahap selanjutnya adalah melakukan penyusunan model regresi *survival* untuk mengetahui variabel prediktor yang berpengaruh terhadap lama pernikahan para pasangan yang mendaftarkan perceraian di PA Kabupaten Malang. Data yang digunakan adalah data lama pernikahan yang sebelumnya sudah dilakukan sensor kanan. Hal ini berarti bahwa jika sepasang suami istri sampai dengan masa pendataan selesai belum mengalami *failure event* maka waktunya dibatasi hanya sampai dengan berakhirnya masa pendataan. Sensor juga diterapkan jika sepasang suami istri mencabut kasus perceraian (rujuk) atau kasus perceraian tersebut dinyatakan di tolak oleh PA Kabupaten Malang maka waktunya dibatasi hanya sampai dengan berakhirnya kasus tersebut.

Model regresi *survival* yang digunakan adalah dengan menggunakan metode regresi *cox proportional hazard*. Langkah-langkah yang dilakukan dalam pemodelan regresi *cox proportional hazard* adalah:

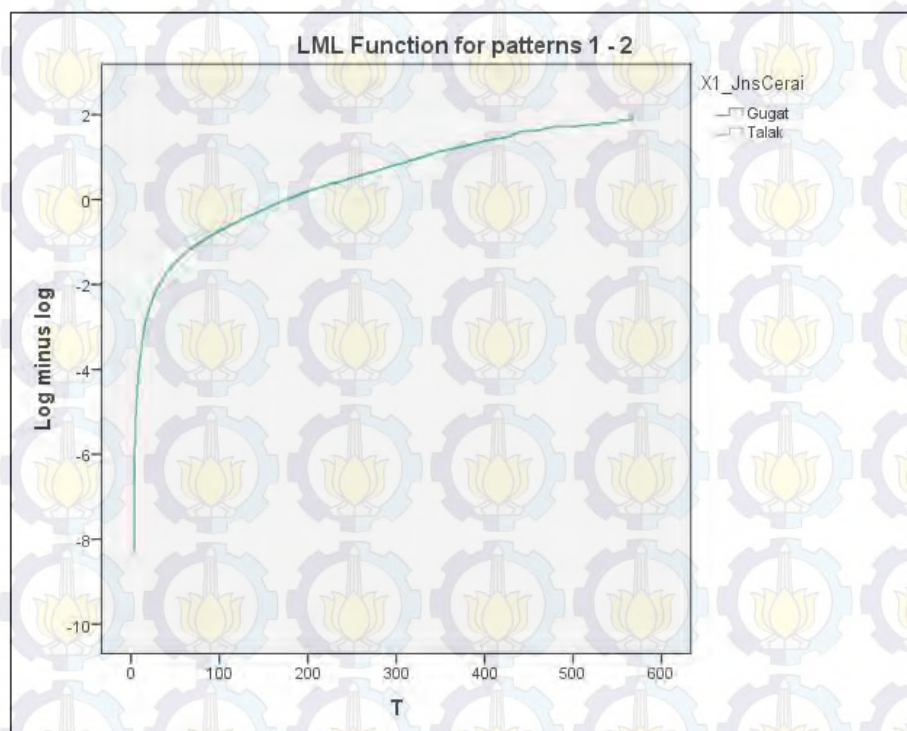
1. Memeriksa asumsi *proportional hazard* untuk setiap variabel prediktor. Pemeriksaan dilakukan untuk mengidentifikasi variabel prediktor yang berpengaruh terhadap lama pernikahan suatu pasangan dengan menerapkan metode regresi *cox proportional hazard*. Analisis ini tidak membutuhkan asumsi memenuhi distribusi tertentu, namun hanya memerlukan pemenuhan asumsi *proportional hazard*, yaitu adanya independensi variabel prediktor terhadap waktu. Asumsi ini dapat terpenuhi dengan melihat pola *plot* antara $\ln \{-\ln \hat{S}(t)\}$ terhadap t untuk tiap variabel prediktor. Jika garis antar kategori sejajar maka asumsi dapat dikatakan terpenuhi (Collet, 2003).
2. Melakukan pemilihan model *cox proportional hazard* terbaik. Seleksi model terbaik dapat dilakukan dengan metode eliminasi *backward* dengan berdasarkan uji *rasio likelihood* ($-2\ln\hat{L}$). Tahapan-tahapan yang dilakukan dengan metode eliminasi *backward* ini adalah:
 - 1) Langkah awal adalah menyusun model yang terdiri atas seluruh variabel prediktor yang independen (asumsi *proportional hazard*). Variabel dimasukkan kedalam model dalam waktu yang bersamaan.

- 2) Dalam setiap langkah, variabel yang dikeluarkan adalah variabel yang memiliki nilai variabel terkecil, yaitu nilai yang berasal dari perubahan $-2\text{Ln}\hat{L}$ dari model sebelumnya.
 - 3) Proses berhenti ketika model selanjutnya memiliki peningkatan nilai $-2\text{Ln}\hat{L}$ dari model sebelumnya.
3. Melakukan uji parsial untuk masing-masing parameter.

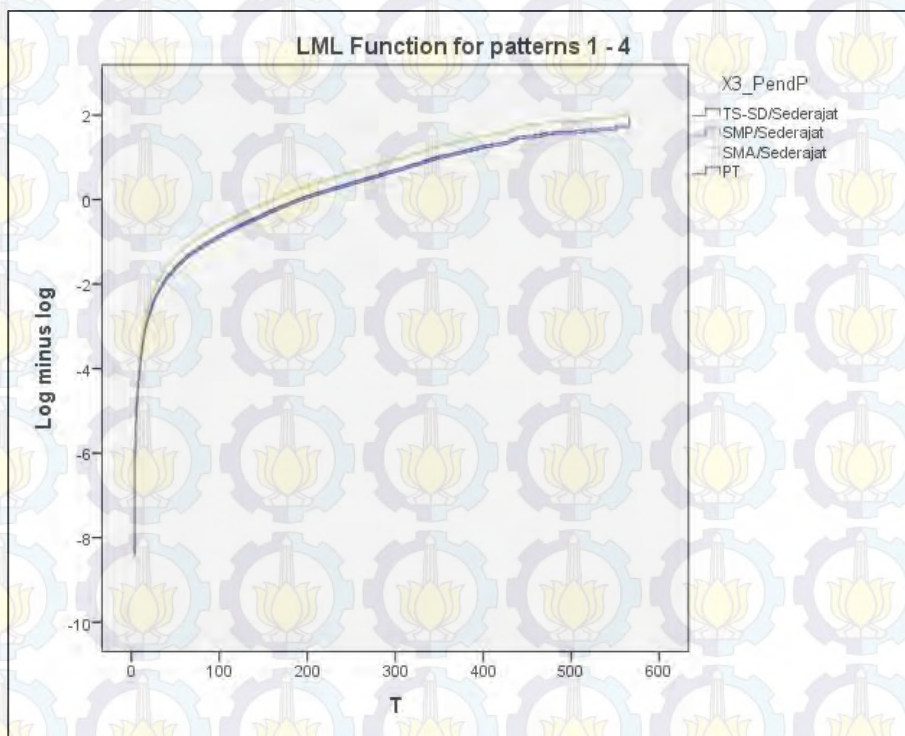
4.3.1 Memeriksa Asumsi *Proportional Hazard*

Asumsi yang harus dipenuhi dalam *proportional hazard* adalah bahwa fungsi *hazard* dari variabel prediktor yang bersifat kategorik harus proporsional setiap waktu. Pengujian ini dilakukan dengan menggunakan $\text{plot } -\ln[-\ln S(t)]$.

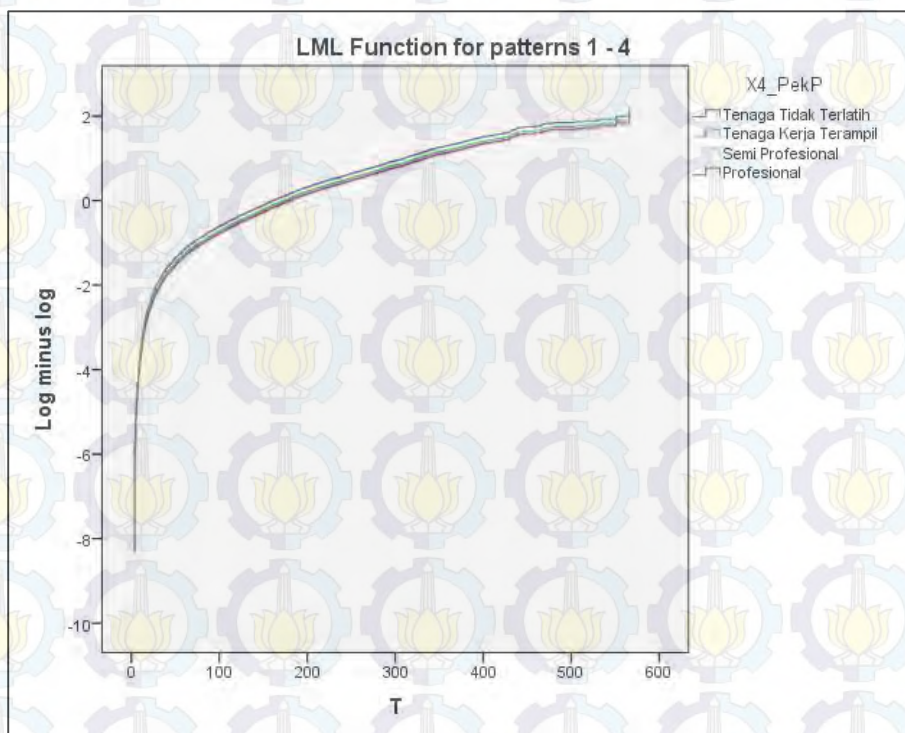
Asumsi akan terpenuhi apabila garis antar kategori sejajar. Pada kasus ini yang merupakan variabel kategorik adalah variabel jenis cerai, pendidikan penggugat, kelompok pekerjaan penggugat, pendidikan tergugat, kelompok pekerjaan tergugat, dan alasan perceraian.



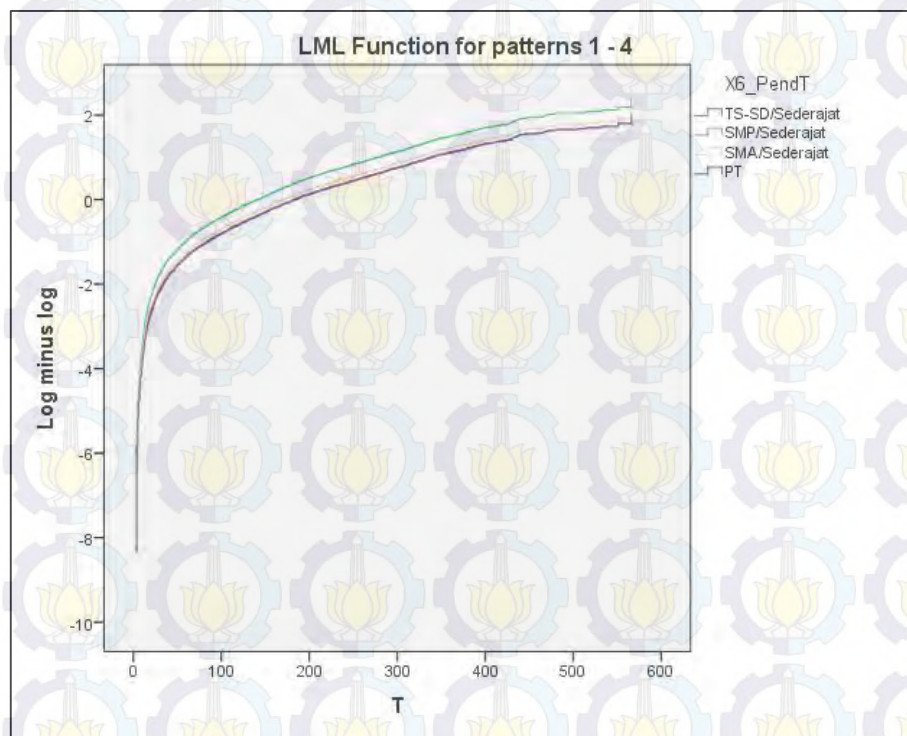
(a)



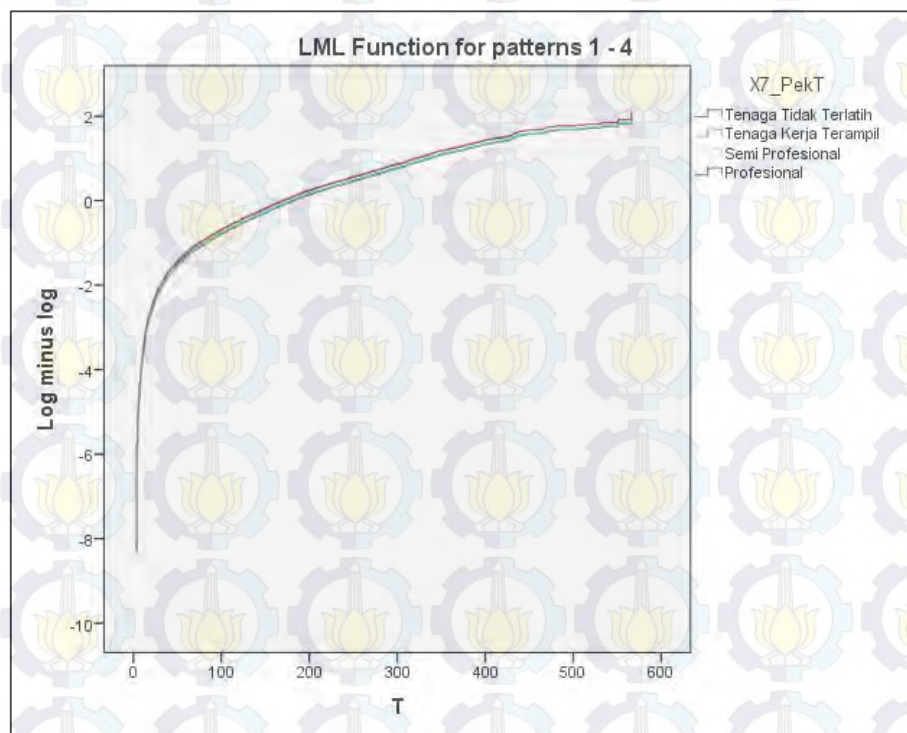
(b)



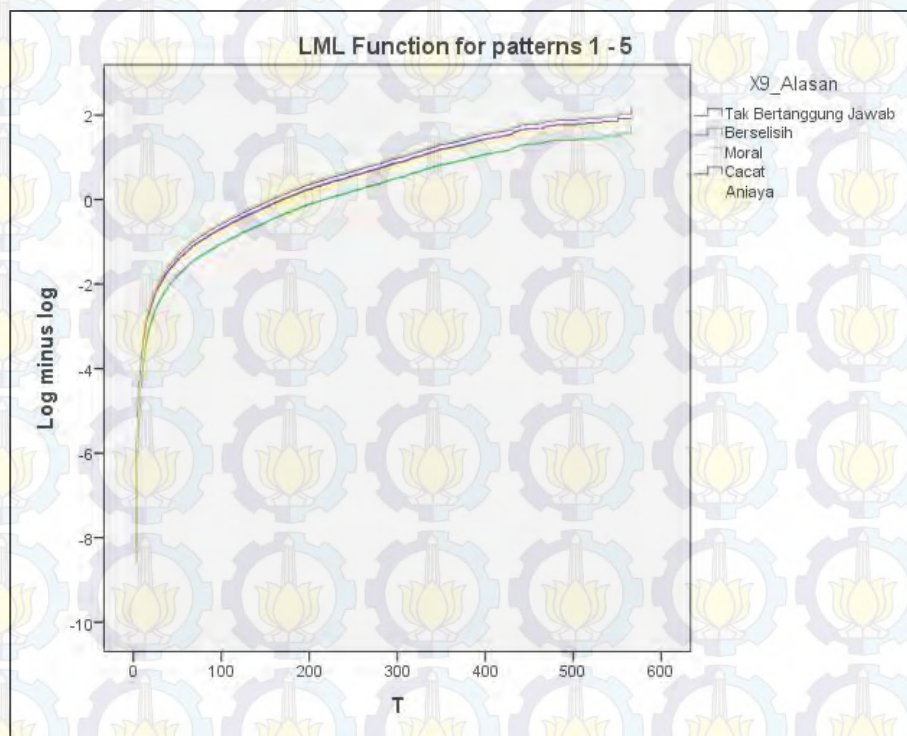
(c)



(d)



(e)



(f)

Gambar 4.12 Plot $-\ln[-\ln S(t)]$ Variabel (a) Jenis Cerai, (b) Pendidikan Penggugat, (c) Kelompok Pekerjaan Penggugat, (d) Pendidikan Tergugat, (e) Kelompok Pekerjaan Tergugat, (f) Alasan Perceraian

Berdasarkan *plot* data $-\ln[-\ln S(t)]$ untuk keenam variabel prediktor yang bersifat kategorik seperti pada Gambar 4.12, semua variabel prediktor tersebut memenuhi asumsi *proportional hazard* karena memiliki pola yang sejajar antar kategori dalam tiap variabelnya, karena hal ini yang mengindikasikan bahwa suatu variabel prediktor telah memenuhi asumsi *proportional hazard*.

4.3.2 Pemilihan Model Cox Proportional Hazard Terbaik

Pemilihan model *cox proportional hazard* terbaik dengan menggunakan metode eliminasi *backward* dengan berdasarkan uji *rasio likelihood* ($-2\ln\hat{L}$).

Tabel 4.12 Pemilihan Model Terbaik

| Model | Variabel dalam model | $-2Ln\hat{L}$ | Uji serentak | | | Perubahan setiap tahap | | |
|-------|---|---------------|--------------|----|----------------|------------------------|----|----------------|
| | | | χ^2 | df | <i>p-value</i> | χ^2 | df | <i>p-value</i> |
| 1 | Kosong (<i>null</i>) | 74070,473 | | | | | | |
| 2 | $X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$ | 73248,236 | 902,084 | 20 | 0,000 | 822,238 | 20 | 0,000 |
| 3 | $X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$ | 73249,584 | 899,501 | 19 | 0,000 | 1,349 | 19 | 0,239 |

Sumber: diolah berdasarkan perhitungan SPSS (Lampiran 6)

Keterangan:

X_1 : Jenis cerai

X_2 : Umur penggugat

X_3 : Pendidikan penggugat

X_4 : Kelompok Pekerjaan penggugat

X_5 : Umur tergugat

X_6 : Pendidikan tergugat

X_7 : Kelompok Pekerjaan tergugat

X_8 : Jumlah anak

X_9 : Alasan perceraian

Pada tabel Tabel 4.12, terlihat bahwa model 1 merupakan *null* model, dimana tidak memuat variabel prediktor. Selanjutnya, dilakukan langkah pertama yaitu dengan memasukkan semua variabel prediktor kedalam model secara serentak dan dilakukan uji model secara serentak, dimana akan terlihat nilai variabel antara nilai $-2Ln\hat{L}$ dari *null* model dengan model 2. Perubahan yang terjadi antara model pertama dan kedua sebesar 822,238 dengan nilai *p-value* 0,000 dan model tersebut dapat dikatakan signifikan pada taraf 5 persen. Langkah selanjutnya, terlihat pada model 3 dimana variabel X_1 (jenis cerai) dikeluarkan dari model. Hal ini terjadi karena variabel X_1 memberikan nilai variabel terkecil dengan *p-value* sebesar 1,349 dan model tersebut tidak dapat dikatakan signifikan pada taraf 5 persen, sehingga variabel X_1 keluar dari model. Setelah variabel X_1 dikeluarkan, ternyata model yang terbentuk merupakan model terbaik.

Setelah dilakukan uji keseluruhan model, dilakukan uji secara *parsial* untuk masing-masing model regresi *cox proportional hazard*.

4.3.3 Pengujian Parameter Model

Setelah dilakukan uji keseluruhan model, kemudian dilakukan uji secara parsial untuk masing-masing model regresi *cox proportional hazard* dengan menggunakan uji *Wald*.

Hipotesis yang digunakan adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_i = 0,$$

yang berarti variabel prediktor ke- i secara parsial atau berdiri sendiri tidak berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

$$H_1 : \beta_i \neq 0,$$

yang berarti variabel prediktor ke- i secara parsial atau berdiri sendiri berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

Statistik uji yang digunakan adalah uji *Wald* yang dirumuskan:

$$W_i = \left[\frac{\hat{\beta}_i}{SE(\hat{\beta}_i)} \right]^2$$

dimana:

$\hat{\beta}_i$: penduga β_i

$SE(\hat{\beta}_i)$: *standard error* dari $\hat{\beta}_i$

W_i diasumsikan mengikuti sebaran *Chi-Square*. Hipotesis akan ditolak jika

$$W_i > \chi^2_{\alpha;1} \text{ atau } p\text{-value} < \alpha.$$

Pada Tabel 4.13 diberikan hasil statistik uji parsial dan keputusan yang diperoleh untuk model terbaik berdasarkan uji serentak, dimana H_0 ditolak jika nilai $p\text{-value} < 0,05$.

Berdasarkan uji parsial pada Tabel 4.13, dapat diketahui model terbaik dari regresi *cox proportional hazard* berdasarkan estimasi *backward* adalah:

$$\begin{aligned} \hat{h}(t) \propto \exp(0,037X_{2i} - 0,059X_{3(1)i} + 0,234X_{3(2)i} + 0,237X_{3(3)i} + \\ 0,159X_{4(1)i} + 0,053X_{4(2)i} - 0,047X_{4(3)i} + 0,011X_{5i} + 0,002X_{6(1)i} + \\ 0,389X_{6(2)i} + 0,113X_{6(3)i} - 0,087X_{7(1)i} - 0,072X_{7(2)i} + 0,030X_{7(3)i} - \\ 0,179X_{8i} + 0,218X_{9(1)i} - 0,259X_{9(2)i} + 0,253X_{9(3)i} + 0,103X_{9(4)i}) \end{aligned} \quad (4.1)$$

Tabel 4.13 Koefisien Variabel yang Masuk ke dalam Model Berdasarkan Metode Eliminasi *Backward*

| Variabel | $\hat{\beta}$ | $SE(\hat{\beta})$ | Wald | df | p-value | Keputusan |
|------------|---------------|-------------------|---------|----|---------|-------------------|
| X_2 | 0,037 | 0,002 | 222,572 | 1 | 0,000 | Tolak H_0 |
| X_3 | | | 81,213 | 3 | 0,000 | Tolak H_0 |
| $X_{3(1)}$ | -0,059 | 0,090 | 0,432 | 1 | 0,511 | Gagal Tolak H_0 |
| $X_{3(2)}$ | 0,234 | 0,089 | 6,975 | 1 | 0,008 | Tolak H_0 |
| $X_{3(3)}$ | 0,237 | 0,085 | 7,769 | 1 | 0,005 | Tolak H_0 |
| X_4 | | | 8,587 | 3 | 0,035 | Tolak H_0 |
| $X_{4(1)}$ | 0,159 | 0,060 | 6,931 | 1 | 0,008 | Tolak H_0 |
| $X_{4(2)}$ | 0,053 | 0,034 | 2,436 | 1 | 0,119 | Gagal Tolak H_0 |
| $X_{4(3)}$ | -0,047 | 0,079 | 0,357 | 1 | 0,550 | Gagal Tolak H_0 |
| X_5 | 0,011 | 0,002 | 18,006 | 1 | 0,000 | Tolak H_0 |
| X_6 | | | 74,870 | 3 | 0,000 | Tolak H_0 |
| $X_{6(1)}$ | 0,002 | 0,092 | 0,000 | 1 | 0,982 | Gagal Tolak H_0 |
| $X_{6(2)}$ | 0,389 | 0,095 | 16,590 | 1 | 0,000 | Tolak H_0 |
| $X_{6(3)}$ | 0,113 | 0,087 | 1,678 | 1 | 0,195 | Gagal Tolak H_0 |
| X_7 | | | 6,402 | 3 | 0,094 | Terima H_0 |
| $X_{7(1)}$ | -0,087 | 0,047 | 3,351 | 1 | 0,067 | Gagal Tolak H_0 |
| $X_{7(2)}$ | -0,072 | 0,037 | 3,726 | 1 | 0,054 | Gagal Tolak H_0 |
| $X_{7(3)}$ | 0,030 | 0,069 | 0,191 | 1 | 0,662 | Gagal Tolak H_0 |
| X_8 | -0,179 | 0,015 | 138,318 | 1 | 0,000 | Tolak H_0 |
| X_9 | | | 19,694 | 4 | 0,001 | Tolak H_0 |
| $X_{9(1)}$ | 0,218 | 0,215 | 1,021 | 1 | 0,312 | Gagal Tolak H_0 |
| $X_{9(2)}$ | -0,259 | 0,206 | 1,582 | 1 | 0,208 | Gagal Tolak H_0 |
| $X_{9(3)}$ | 0,253 | 0,903 | 7,479 | 1 | 0,006 | Tolak H_0 |
| $X_{9(4)}$ | 0,103 | 0,030 | 11,726 | 1 | 0,001 | Tolak H_0 |

Sumber: diolah berdasarkan perhitungan SPSS (Lampiran 6)

Dalam menginterpretasikan tingkat resiko (kecenderungan) suatu variabel digunakan nilai *odds ratio* yang merupakan suatu perbandingan individu pada kondisi variabel prediktor (X) kategori yang diharapkan dengan variabel prediktor (X) pada kategori pembandingan. Nilai *Odds Ratio* disajikan pada Tabel 4.14.

Berdasarkan Tabel 4.13 yang telah menunjukkan variabel-variabel yang berpengaruh signifikan terhadap lama pernikahan dengan selang kepercayaan 95% dan nilai *odds ratio* pada Tabel 4.14, maka selanjutnya akan diinterpretasikan tingkat resiko suatu variabel.

1. Variabel Umur Penggugat saat Menikah (X_2)

Variabel umur penggugat saat menikah (X_2) secara signifikan mempengaruhi model. Tabel 4.14 menunjukkan nilai *odds ratio* sebesar 1,038,

yang berarti bahwa setiap penambahan satu satuan umur penggugat saat menikah akan menaikkan resiko perceraian sebesar 1,03 bulan. Berdasarkan Tabel 4.3 diketahui bahwa pada kelompok umur 12 – 25 tahun merupakan rentang usia penggugat saat menikah yang rentan terhadap usia pernikahan yang singkat, hal ini juga didukung oleh *cross tabulation* lama pernikahan dengan satuan umur penggugat (Lampiran 3) yang menunjukkan bahwa rentang umur penggugat saat menikah antara 11 – 20 tahun untuk setiap satuannya selalu mengalami peningkatan kasus perceraian yang 970 diantaranya hanya dengan usia pernikahan kurang dari 6 tahun.

Tabel 4.14 Nilai *Odds Ratio* Regresi *Survival*

| Variabel | $\hat{\beta}$ | $Exp(\hat{\beta})$ | Variabel | $\hat{\beta}$ | $Exp(\hat{\beta})$ |
|------------|---------------|--------------------|------------|---------------|--------------------|
| X_2 | 0,037 | 1,038 | X_7 | | |
| X_3 | | | $X_{7(1)}$ | -0,087 | 0,917 |
| $X_{3(1)}$ | -0,059 | 0,943 | $X_{7(2)}$ | -0,072 | 0,931 |
| $X_{3(2)}$ | 0,234 | 1,263 | $X_{7(3)}$ | 0,030 | 1,031 |
| $X_{3(3)}$ | 0,237 | 1,267 | X_8 | -0,179 | 0,836 |
| X_4 | | | X_9 | | |
| $X_{4(1)}$ | 0,159 | 1,172 | $X_{9(1)}$ | 0,218 | 1,243 |
| $X_{4(2)}$ | 0,053 | 1,054 | $X_{9(2)}$ | -0,259 | 0,772 |
| $X_{4(3)}$ | -0,047 | 0,954 | $X_{9(3)}$ | 0,253 | 1,288 |
| X_5 | 0,011 | 1,011 | $X_{9(4)}$ | 0,103 | 1,108 |
| X_6 | | | | | |
| $X_{6(1)}$ | 0,002 | 1,002 | | | |
| $X_{6(2)}$ | 0,389 | 1,475 | | | |
| $X_{6(3)}$ | 0,113 | 1,119 | | | |

Sumber: diolah berdasarkan perhitungan SPSS (Lampiran 6)

2. Variabel Pendidikan Penggugat (X_3)

Variabel pendidikan penggugat (X_3) berbentuk data ordinal dengan 4 kategori seperti yang telah dijabarkan pada Tabel 3.2. Penentuan variabel *dummy* untuk variabel pendidikan penggugat adalah *dummy* 1 (X_{3_1}) yaitu saat kategori 1 (pendidikan penggugat tidak sekolah hingga SD/ sederajat) ada sedangkan kategori yang lain tidak ada, *dummy* 2 (X_{3_2}) yaitu saat kategori 2 (pendidikan penggugat SMP/ sederajat) ada sedangkan kategori yang lain tidak ada, *dummy* 3 (X_{3_3}) yaitu saat kategori 3 (pendidikan penggugat

SMA/ sederajat) ada sedangkan kategori yang lain tidak ada, dan saat *dummy* 1 hingga *dummy* 3 tidak ada, maka kategori 4 ada.

Variabel pendidikan penggugat (X_3) secara signifikan mempengaruhi model. Pada variabel ini yang dijadikan preferensi adalah tingkat pendidikan Perguruan Tinggi (PT). Tabel 4.14 menunjukkan bahwa pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan penggugat pada kategori 1 (tidak sekolah hingga SD/ sederajat) akan memiliki usia pernikahan yang lebih lama sebesar 1,0608 kali (1/0,943) dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan penggugat adalah PT. Pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan penggugat pada kategori 2 (SMP/ sederajat) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar 1,263 kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan penggugat adalah PT. Sedangkan untuk pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan penggugat pada kategori 3 (SMA/ sederajat) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar 1,267 kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan penggugat adalah PT.

Dari interpretasi di atas, maka dapat disimpulkan bahwa kasus perceraian yang terjadi di PA Kabupaten Malang pada tahun 2014 mampu menerangkan bahwa tingkat pendidikan seseorang pada saat memutuskan untuk menikah sangat mempengaruhi usia pernikahan (lama pernikahan), dimana untuk tingkat pendidikan penggugat baik SMP/ sederajat, maupun SMA/ sederajat sama-sama memiliki resiko bercerai lebih cepat dibandingkan tingkat pendidikan PT. Pengaruh ini juga dikarenakan tingkat pendidikan mampu mempengaruhi pola pikir seseorang dalam menyikapi segala permasalahan yang mungkin terjadi pada masa pernikahan.

3. Variabel Kelompok Pekerjaan Penggugat (X_4)

Variabel kelompok pekerjaan penggugat (X_4) berbentuk data nominal dengan 4 kategori seperti yang telah dijabarkan pada Tabel 3.2. Penentuan variabel *dummy* untuk variabel kelompok pekerjaan penggugat adalah *dummy* 1 (X_{4_1}) yaitu saat kategori 1 (kelompok pekerjaan tenaga tidak terlatih) ada sedangkan kategori yang lain tidak ada, *dummy* 2 (X_{4_2}) yaitu saat kategori 2

(kelompok pekerjaan tenaga kerja terampil) ada sedangkan kategori yang lain tidak ada, *dummy* 3 (X_{4_3}) yaitu saat kategori 3 (kelompok pekerjaan semi profesional) ada sedangkan kategori yang lain tidak ada, dan saat *dummy* 1 hingga *dummy* 3 tidak ada, maka kategori 4 ada.

Variabel kelompok pekerjaan penggugat (X_4) secara signifikan mempengaruhi model. Pada variabel ini yang dijadikan preferensi adalah kelompok pekerjaan profesional. Tabel 4.14 menunjukkan bahwa pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan penggugat pada kategori 1 (tenaga tidak terlatih) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar 1,172 kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan profesional. Pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan penggugat pada kategori 2 (tenaga kerja terampil) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar 1,054 kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan profesional. Sedangkan untuk pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan penggugat pada kategori 3 (semi profesional) akan memiliki usia pernikahan yang lebih lama sebesar 1,0481 kali ($1/0,954$) dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan profesional.

Dari interpretasi di atas, maka dapat disimpulkan bahwa kasus perceraian yang terjadi di PA Kabupaten Malang pada tahun 2014 mampu menerangkan bahwa kelompok pekerjaan seseorang sangat mempengaruhi usia pernikahan (lama pernikahan), dimana untuk kelompok pekerjaan tenaga tidak terlatih dan tenaga terampil sama-sama memiliki resiko bercerai lebih cepat dibandingkan kelompok pekerjaan profesional. Kelompok pekerjaan memberikan pengaruh terhadap usia pernikahan (lama pernikahan), hal ini dikarenakan tingkat kemapanan seseorang atau pasangan berpengaruh dalam mencukupi kebutuhan sehari-harinya karena tidak jarang penghasilan yang tidak mencukupi menjadi pemicu permasalahan dalam rumah tangga.

4. Variabel Umur Tergugat saat Menikah (X_5)

Variabel umur tergugat saat menikah (X_5) secara signifikan mempengaruhi model. Tabel 4.14 menunjukkan nilai *odds ratio* sebesar 1,01,

yang berarti bahwa setiap penambahan satu satuan umur tergugat saat menikah akan menaikkan resiko perceraian sebesar 1,011 bulan. Berdasarkan Tabel 4.6 diketahui bahwa pada kelompok umur 12 – 25 tahun merupakan rentang usia tergugat saat menikah yang rentan terhadap usia pernikahan yang singkat, hal ini juga didukung oleh *cross tabulation* lama pernikahan dengan satuan umur tergugat (Lampiran 4) yang menunjukkan bahwa rentang umur penggugat saat menikah antara 11 – 20 tahun untuk setiap satuannya selalu mengalami peningkatan kasus perceraian yang 717 diantaranya hanya dengan usia pernikahan kurang dari 6 tahun.

5. Variabel Pendidikan Tergugat (X_6)

Variabel pendidikan tergugat (X_6) berbentuk data ordinal dengan 4 kategori seperti yang telah dijabarkan pada Tabel 3.2. Penentuan variabel *dummy* untuk variabel pendidikan tergugat adalah *dummy* 1 (X_{6_1}) yaitu saat kategori 1 (pendidikan tergugat tidak sekolah hingga SD/ sederajat) ada sedangkan kategori yang lain tidak ada, *dummy* 2 (X_{6_2}) yaitu saat kategori 2 (pendidikan tergugat SMP/ sederajat) ada sedangkan kategori yang lain tidak ada, *dummy* 3 (X_{6_3}) yaitu saat kategori 3 (pendidikan tergugat SMA/ sederajat) ada sedangkan kategori yang lain tidak ada, dan saat *dummy* 1 hingga *dummy* 3 tidak ada, maka kategori 4 ada.

Variabel pendidikan tergugat (X_6) secara signifikan mempengaruhi model. Pada variabel ini yang dijadikan preferensi adalah tingkat pendidikan Perguruan Tinggi (PT). Tabel 4.14 menunjukkan bahwa pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan tergugat pada kategori 1 (tidak sekolah hingga SD/ sederajat) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar 1,002 kali dibandingkan pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan tergugat adalah PT. Pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan tergugat pada kategori 2 (SMP/ sederajat) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar 1,475 kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan tergugat adalah PT. Sedangkan untuk pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan tergugat pada kategori 3 (SMA/ sederajat) akan memiliki resiko lebih cepat

bercerai sebesar 1,119 kali dibandingkan dengan pasangan suami istri tingkat pendidikan tergugat adalah PT.

6. Variabel Kelompok Pekerjaan Tergugat (X_7)

Variabel kelompok pekerjaan tergugat (X_7) berbentuk data nominal dengan 4 kategori seperti yang telah dijabarkan pada Tabel 3.2. Penentuan variabel *dummy* untuk variabel kelompok pekerjaan tergugat adalah *dummy* 1 (X_{7_1}) yaitu saat kategori 1 (kelompok pekerjaan tenaga tidak terlatih) ada sedangkan kategori yang lain tidak ada, *dummy* 2 (X_{7_2}) yaitu saat kategori 2 (kelompok pekerjaan tenaga kerja terampil) ada sedangkan kategori yang lain tidak ada, *dummy* 3 (X_{7_3}) yaitu saat kategori 3 (kelompok pekerjaan semi profesional) ada sedangkan kategori yang lain tidak ada, dan saat *dummy* 1 hingga *dummy* 3 tidak ada, maka kategori 4 ada.

Variabel kelompok pekerjaan tergugat (X_7) secara signifikan mempengaruhi model. Pada variabel ini yang dijadikan preferensi adalah kelompok pekerjaan profesional. Tabel 4.14 menunjukkan bahwa pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan tergugat pada kategori 1 (tenaga tidak terlatih) akan memiliki usia pernikahan yang lebih lama sebesar 1,0909 kali (1/0,917) dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan profesional. Pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan tergugat pada kategori 2 (tenaga kerja terampil) akan memiliki usia pernikahan yang lebih lama sebesar 1,0747 kali (1/0,931) dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan profesional. Sedangkan untuk pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan tergugat pada kategori 3 (semi profesional) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar 1,031 kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan profesional.

7. Variabel Jumlah Anak (X_8)

Variabel jumlah anak (X_8) secara signifikan mempengaruhi model. Tabel 4.14 menunjukkan nilai *odds ratio* sebesar 0,836, yang berarti bahwa setiap penambahan satu satuan jumlah anak akan menaikkan usia pernikahan

yang lebih lama sebesar 1,1960 bulan (1/0,8361). Dengan kata lain, semakin banyak anak maka peluang usia pernikahan akan berlangsung lebih lama.

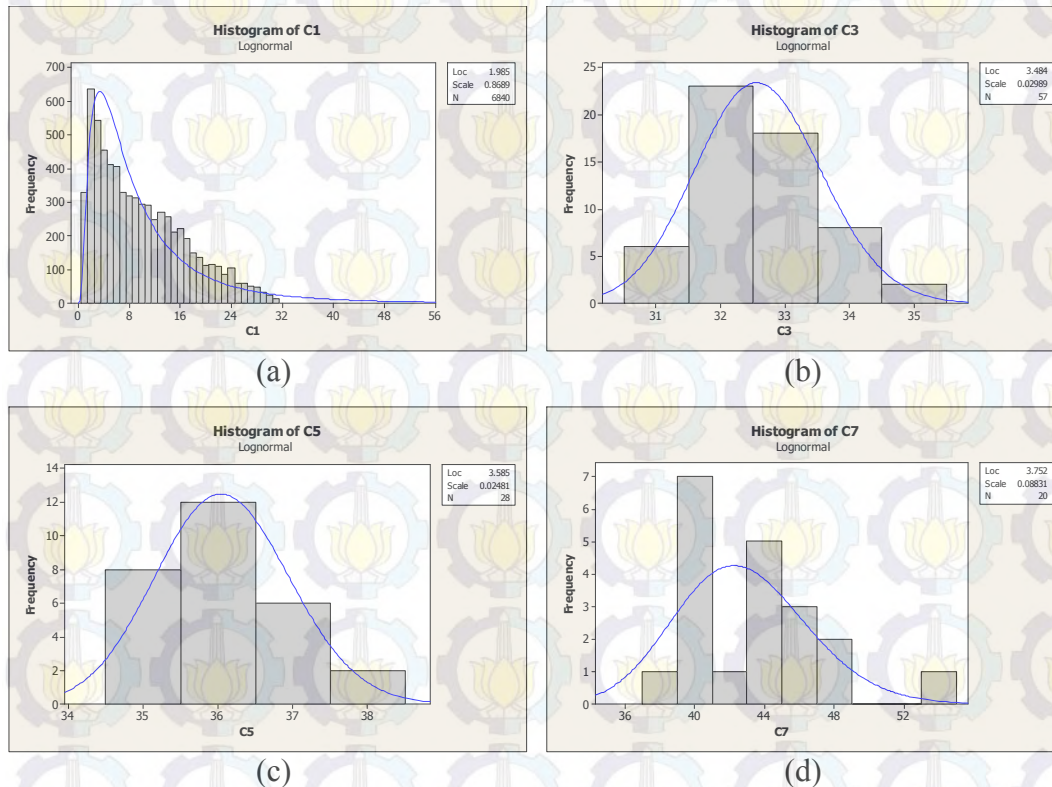
8. Variabel Alasan Perceraian (X_9)

Variabel alasan perceraian (X_9) berbentuk data nominal dengan 5 kategori seperti yang telah dijabarkan pada Tabel 3.2. Penentuan variabel *dummy* untuk variabel alasan pekerjaan adalah *dummy* 1 (X_{9_1}) yaitu saat kategori 1 (alasan meninggalkan kewajiban) ada sedangkan kategori yang lain tidak ada, *dummy* 2 (X_{9_2}) yaitu saat kategori 2 (alasan terus menerus berselisih) ada sedangkan kategori yang lain tidak ada, *dummy* 3 (X_{9_3}) yaitu saat kategori 3 (alasan moral) ada sedangkan kategori yang lain tidak ada, *dummy* 4 (X_{9_4}) yaitu saat kategori 4 (alasan cacat biologis) ada sedangkan kategori yang lain tidak ada, dan saat *dummy* 1 hingga *dummy* 4 tidak ada, maka kategori 5 ada.

Variabel alasan perceraian (X_9) secara signifikan mempengaruhi model. Pada variabel ini yang dijadikan preferensi adalah alasan penganiayaan. Tabel 4.14 menunjukkan bahwa pasangan suami istri dengan permasalahan dalam rumah tangga berupa kategori 1 (meninggalkan kewajiban) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar 1,243 kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan permasalahan rumah tangga penganiayaan. Pasangan suami istri dengan permasalahan dalam rumah tangga berupa kategori 2 (terus menerus berselisih) akan memiliki usia pernikahan yang lebih lama sebesar 1,295 kali (1/0,772) dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan permasalahan rumah tangga penganiayaan. Pasangan suami istri dengan permasalahan dalam rumah tangga berupa kategori 3 (moral) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar 1,288 kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan permasalahan rumah tangga penganiayaan. Sedangkan pasangan suami istri dengan permasalahan dalam rumah tangga berupa kategori 4 (cacat biologis) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar 1,108 kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan permasalahan rumah tangga penganiayaan.

4.4 Pembentukan Komponen *Mixture* dengan Algoritma RJMCMC

Sebelum menentukan model *mixture survival* akan ditentukan terlebih dahulu banyak komponen yang dibentuk oleh model dengan menggunakan algoritma RJMCMC. Penggunaan metode RJMCMC ini dapat memodelkan suatu *mixture* secara bersama-sama dengan banyaknya komponen penyusun *mixture*.



Gambar 4.13 Histogram Data (a) Komponen *Mixture* ke-1, (b) Komponen *Mixture* ke-2, (c) Komponen *Mixture* ke-3, (d) Komponen *Mixture* ke-4

Syntax Algoritma RJMCMC dapat dilihat pada Lampiran 7 dan hasil dapat dilihat pada Lampiran 8 dengan menggunakan iterasi sebanyak 2000 dibentuk komponen distribusi *mixture* pada data *survival* lama pernikahan sebanyak 4 komponen penyusun dengan nilai proporsi tiap komponen, yaitu 0,985; 0,008; 0,004; dan 0,003. Nilai proporsi ini selanjutnya akan digunakan sebagai acuan untuk menentukan data yang sesuai dengan tiap komponennya. Perlu dipahami, bahwa proporsi yang dibentuk oleh algoritma RJMCMC ini adalah *fixed*, dimana

seperti yang telah diketahui bahwa metode RJMCMC ini akan membentuk jumlah komponen yang optimal.

Waktu *survival* lama pernikahan akan dibentuk komponen *mixture*-nya sesuai dengan proporsi yang telah diperoleh. Pembentukan komponen *mixture* waktu *survival* lama pernikahan dapat dilihat pada Gambar 4.13.

Setiap komponen *mixture* tersebut menggambarkan kelompok waktu *survival* lama pernikahan, yaitu untuk komponen *mixture* pertama merupakan kelompok dengan waktu *survival* lama pernikahan antara 0 – 31 tahun sebanyak 6.840 data. Komponen *mixture* kedua merupakan kelompok dengan waktu *survival* lama pernikahan antara 31 – 35 tahun sebanyak 57 data. Komponen *mixture* ketiga merupakan kelompok dengan waktu *survival* lama pernikahan antara 35 - 38 tahun sebanyak 28 data, sedangkan komponen *mixture* keempat merupakan kelompok dengan waktu *survival* lama pernikahan antara 38 – 53 tahun sebanyak 20 data.

4.5 Model *Mixture Survival*

Berdasarkan Algoritma RJMCMC yang dilakukan, telah dibentuk 4 komponen *mixture*. Oleh karena itu, dalam pemodelan *survival* dibentuk dari model yang dijadikan model penyusun dari pola *mixture* data lama pernikahan.

Berdasarkan pengujian distribusi data sebelumnya, tidak ada distribusi yang sesuai dengan distribusi *unimodal* yang umum digunakan dalam analisis *survival*. Dalam penelitian ini lama pernikahan dianggap mengikuti distribusi *mixture* dengan masing-masing komponen mengikuti distribusi Log Normal 2-parameter dengan parameter (μ, σ) dengan μ parameter lokasi dan σ adalah parameter *scale*. Pendekatan dengan distribusi Log Normal 2-parameter ini karena histogram pada Gambar 4.11 menunjukkan pola *skew* ke arah kanan yang menerangkan bahwa umur pernikahan atau lama pernikahan yang terjadi di PA Kabupaten Malang pada tahun 2014 relatif pendek, sehingga fungsi kepadatan peluang (PDF) dari distribusi Log Normal 2-parameter sebagai berikut:

$$f(t) = \frac{1}{t\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln t - \mu}{\sigma}\right)^2\right) \quad (4.2)$$

sedangkan fungsi distribusi kumulatif (CDF) dari distribusi Log Normal 2-parameter sebagai berikut:

$$F(t) = \int_{-\infty}^t \frac{1}{t\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln t - \mu}{\sigma}\right)^2\right) dt$$

$$= \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^t \frac{1}{t} \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln t - \mu}{\sigma}\right)^2\right) dt$$

dimisalkan,

$$\frac{\ln t - \mu}{\sigma} = u$$

$$\ln t = u\sigma + \mu$$

$$\frac{1}{t} dt = \sigma du$$

maka,

$$F(t) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^t \exp\left(-\frac{1}{2}u^2\right) \sigma du$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^t \exp\left(-\frac{1}{2}u^2\right) du$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^0 \exp\left(-\frac{1}{2}u^2\right) du + \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^t \exp\left(-\frac{1}{2}u^2\right) du$$

$$= \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \operatorname{erf}\left(\frac{\ln t - \mu}{\sigma\sqrt{2}}\right) \quad (4.3)$$

Nilai t selalu bernilai positif dikarenakan waktu *survival* angka lama dari individu untuk bertahan dari suatu kondisi maka selalu bernilai positif. Nilai CDF pada persamaan (4.3) terdapat hasil *erf* dimana *erf* merupakan *error function* dari CDF distribusi Log Normal 2-parameter, hal ini dikarenakan

$\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^t \exp\left(-\frac{1}{2}u^2\right) du$ memiliki hasil yang tidak *close form* sehingga terbentuklah *error function*.

Berdasarkan CDF pada persamaan (4.3) dan fungsi *survival* pada persamaan (2.4), maka dapat ditentukan fungsi *survival* dari distribusi Log Normal 2-parameter sebagai berikut:

$$S(t) = 1 - F(t) = 1 - \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{2} \operatorname{erf} \left(\frac{\ln t - \mu}{\sigma \sqrt{2}} \right) \right) = \frac{1}{2} - \frac{1}{2} \operatorname{erf} \left(\frac{\ln t - \mu}{\sigma \sqrt{2}} \right) \quad (4.4)$$

Untuk menentukan fungsi *hazard* dari distribusi Log Normal 2-parameter, maka diperlukan PDF pada persamaan (4.2) dan fungsi *survival* pada persamaan (4.4), selanjutnya kedua persamaan tersebut dioperasikan melalui persamaan (2.7) dan diperoleh persamaan sebagai berikut:

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} = \frac{\frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \exp \left(-\frac{1}{2} \left(\frac{\ln t - \mu}{\sigma} \right)^2 \right)}{\frac{1}{2} - \frac{1}{2} \operatorname{erf} \left(\frac{\ln t - \mu}{\sigma \sqrt{2}} \right)} = \frac{\sqrt{2} \exp \left(-\frac{1}{2} \left(\frac{\ln t - \mu}{\sigma} \right)^2 \right)}{\sigma \sqrt{\pi} \left(1 - \operatorname{erf} \left(\frac{\ln t - \mu}{\sigma \sqrt{2}} \right) \right)} \quad (4.5)$$

Berdasarkan fungsi *hazard* pada persamaan (4.5) dan model *hazard proportional* seperti disajikan pada persamaan (2.11), maka diperoleh persamaan sebagai berikut:

$$h(t, \mathbf{x}) = h_0(t) \exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p) = \frac{\sqrt{2} \exp \left(-\frac{1}{2} \left(\frac{\ln t - \mu}{\sigma} \right)^2 \right)}{\sigma \sqrt{\pi} \left(1 - \operatorname{erf} \left(\frac{\ln t - \mu}{\sigma \sqrt{2}} \right) \right)} \quad (4.6)$$

Pada persamaan (4.6) dikarenakan masih terdapat *error function*, hal ini menimbulkan kesulitan untuk menentukan bagian dari $h_0(t)$. Untuk $\exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p)$ dituliskan sebagai berikut:

$$\exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p) = \mu \quad (4.7)$$

Sebelum melakukan estimasi model *mixture survival*, terlebih dahulu ditentukan distribusi *prior*-nya. Distribusi *prior* untuk parameter *scale* σ digunakan distribusi sekawan (*conjugate*) Gamma. Selanjutnya, distribusi *prior* untuk proporsi *mixture* digunakan distribusi Dirichlet. Sehingga bentuk *joint posterior*-nya, dapat dituliskan sebagai berikut:

$$p(\mu, \sigma, \lambda | t) \propto l(t | \mu, \sigma, \lambda) p(\mu) p(\sigma) p(\lambda)$$

dengan

$$l(t | \mu, \sigma, \lambda) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{t_i \sigma \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{(\ln t_i - \mu)^2}{2\sigma^2} \right],$$

$$p(\sigma | \varphi, \phi) = \frac{\phi^\varphi}{\Gamma(\varphi)} \sigma^{\varphi-1} e^{-\phi\sigma},$$

$$p(\lambda | \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_K) = \frac{\left(\prod_{k=1}^K \lambda_k^{\alpha_k-1} \right) \Gamma\left(\sum_{k=1}^K \alpha_k \right)}{\prod_{k=1}^K \alpha_k},$$

dimana $l(t | \mu, \sigma, \lambda)$ adalah *likelihood* data, $p(\sigma | \varphi, \phi)$ adalah distribusi *prior* bagi σ yaitu Gamma (φ, ϕ) , dan $p(\lambda | \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_K)$ adalah distribusi *prior* bagi λ yaitu Dirichlet (α) .

Model *mixture survival* dengan metode regresi *cox proportional hazard* dapat digambarkan sebagai persamaan berikut:

$$p(t | \lambda, \theta) = \lambda_1 \exp(\beta_1^T \mathbf{x}_1) + \lambda_2 \exp(\beta_2^T \mathbf{x}_2) + \dots + \lambda_k \exp(\beta_k^T \mathbf{x}_k)$$

dengan $\beta_1 = (\beta_{11} \quad \beta_{12} \quad \dots \quad \beta_{1p_1})$, $\mathbf{x}_1 = \begin{bmatrix} x_{111} & x_{121} & \dots & x_{1p_11} \\ x_{112} & x_{122} & \dots & x_{1p_12} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{11n_1} & x_{12n_1} & \dots & x_{1p_1n_1} \end{bmatrix}$ dan seterusnya.

Dalam regresi *cox proportional hazard*, yang disusun dalam model adalah $\exp(\beta x)$ karena pada kenyataannya *baseline hazard* $h_0(t)$ tidak perlu diketahui dan dimasukkan dalam model jika data berasal dari populasi yang sama (Collet, 2003). Selanjutnya, distribusi *prior* untuk nilai β_j pada masing-masing variabel *prediktor* (dalam WinBUGS dilambangkan dengan b_i) menggunakan *prior informatif* yang mengikuti distribusi normal. *Prior* untuk nilai β_j didasarkan pada hasil pengolahan *generalized likelihood model* dengan menggunakan *software* SPSS (Lampiran 10).

4.5.1 Karakteristik Masing-Masing Komponen *Mixture*

Analisis deskriptif ini dilakukan terhadap masing-masing variabel yang digunakan dalam penelitian berdasarkan kelompok *mixture*-ya masing-masing.

Komponen *mixture* pertama dengan proporsi (Phi[1]) sebesar 0,9844 terdiri atas kasus perceraian dengan lama pernikahan antara 0 (nol) tahun hingga 31 tahun dengan jumlah kasus perceraian adalah 6.840 kasus. Deskriptif pada

komponen *mixture* pertama ini dapat dilihat pada Tabel 4.15. Ciri khas dari kelompok *mixture* pertama ini adalah didominasi oleh perkara cerai gugat dengan pendidikan penggugat dan tergugat adalah tidak sekolah hingga SD/ sederajat serta dengan kelompok pekerjaan penggugat dan tergugat adalah tenaga tidak terlatih.

Tabel 4.15 Deskriptif pada Komponen *Mixture* Pertama

| Variabel | Kategori | Frekuensi (kasus) | Jumlah |
|--------------------------------|--|-------------------|--------|
| Jenis cerai (X_1) | 1 = Cerai gugat | 4.528 | 6.840 |
| | 2 = Cerai talak | 2.312 | |
| Pendidikan penggugat (X_3) | 1 = Tidak sekolah hingga SD/ sederajat | 2.749 | 6.840 |
| | 2 = SMP/ sederajat | 2.214 | |
| | 3 = SMA/ sederajat | 1.560 | |
| | 4 = Perguruan Tinggi | 317 | |
| Pekerjaan penggugat (X_4) | 1 = Tenaga tidak Terlatih | 3.190 | 6.840 |
| | 2 = Tenaga Terampil | 260 | |
| | 3 = Semi Profesional | 2.819 | |
| | 4 = Profesional | 571 | |
| Pendidikan tergugat (X_6) | 1 = Tidak sekolah hingga SD/ sederajat | 4.239 | 6.840 |
| | 2 = SMP/ sederajat | 775 | |
| | 3 = SMA/ sederajat | 1.555 | |
| | 4 = Perguruan Tinggi | 271 | |
| Pekerjaan tergugat (X_7) | 1 = Tenaga tidak Terlatih | 3.058 | 6.840 |
| | 2 = Tenaga Terampil | 340 | |
| | 3 = Semi Profesional | 1.970 | |
| | 4 = Profesional | 1.472 | |
| Alasan perceraian (X_9) | 1 = Meninggalkan Kewajiban | 3.524 | 6.840 |
| | 2 = Terus Menerus Berselisih | 3.094 | |
| | 3 = Moral | 148 | |
| | 4 = Cacat Biologis | 49 | |
| | 5 = Penganiayaan | 25 | |

Sumber: diolah berdasarkan perhitungan SPSS (Lampiran 9)

Komponen *mixture* kedua dengan proporsi ($\Phi[2]$) sebesar 0,008368 terdiri atas kasus perceraian dengan lama pernikahan antara 31 tahun hingga 35 tahun dengan jumlah kasus perceraian adalah 57 kasus. Deskriptif pada komponen *mixture* kedua ini dapat dilihat pada Tabel 4.16. Ciri khas dari kelompok *mixture*

kedua ini adalah didominasi oleh perkara cerai gugat dengan pendidikan penggugat dan tergugat adalah tidak sekolah hingga SD/ sederajat, dengan kelompok pekerjaan penggugat adalah tenaga tidak terlatih dan pekerjaan tergugat adalah semi profesional.

Tabel 4.16 Deskriptif pada Komponen *Mixture* Kedua

| Variabel | Kategorik | Frekuensi (kasus) | Jumlah |
|--------------------------------|--|-------------------|--------|
| Jenis cerai (X_1) | 1 = Cerai gugat | 40 | 57 |
| | 2 = Cerai talak | 17 | |
| Pendidikan penggugat (X_3) | 1 = Tidak sekolah hingga SD/ sederajat | 42 | 57 |
| | 2 = SMP/ sederajat | 11 | |
| | 3 = SMA/ sederajat | 3 | |
| | 4 = Perguruan Tinggi | 1 | |
| Pekerjaan penggugat (X_4) | 1 = Tenaga tidak Terlatih | 31 | 57 |
| | 2 = Tenaga Terampil | 1 | |
| | 3 = Semi Profesional | 22 | |
| | 4 = Profesional | 3 | |
| Pendidikan tergugat (X_6) | 1 = Tidak sekolah hingga SD/ sederajat | 49 | 57 |
| | 2 = SMP/ sederajat | 4 | |
| | 3 = SMA/ sederajat | 4 | |
| | 4 = Perguruan Tinggi | 0 | |
| Pekerjaan tergugat (X_7) | 1 = Tenaga tidak Terlatih | 27 | 57 |
| | 2 = Tenaga Terampil | 1 | |
| | 3 = Semi Profesional | 27 | |
| | 4 = Profesional | 2 | |
| Alasan perceraian (X_9) | 1 = Meninggalkan Kewajiban | 32 | 57 |
| | 2 = Terus Menerus Berselisih | 23 | |
| | 3 = Moral | 2 | |
| | 4 = Cacat Biologis | 0 | |
| | 5 = Penganiayaan | 0 | |

Sumber: diolah berdasarkan perhitungan SPSS (Lampiran 9)

Komponen *mixture* ketiga dengan proporsi ($\Phi[3]$) sebesar 0,004187 terdiri atas kasus perceraian dengan lama pernikahan antara 35 tahun hingga 38 tahun dengan jumlah kasus perceraian adalah 28 kasus. Deskriptif pada komponen *mixture* ketiga ini dapat dilihat pada Tabel 4.17. Ciri khas dari kelompok *mixture*

ketiga ini adalah didominasi oleh perkara cerai gugat dengan pendidikan penggugat dan tergugat adalah tidak sekolah hingga SD/ sederajat serta dengan kelompok pekerjaan penggugat dan tergugat adalah tenaga tidak terlatih.

Tabel 4.17 Deskriptif pada Komponen *Mixture* Ketiga

| Variabel | Kategorik | Frekuensi (kasus) | Jumlah |
|--------------------------------|--|-------------------|--------|
| Jenis cerai (X_1) | 1 = Cerai gugat | 16 | 28 |
| | 2 = Cerai talak | 12 | |
| Pendidikan penggugat (X_3) | 1 = Tidak sekolah hingga SD/ sederajat | 21 | 28 |
| | 2 = SMP/ sederajat | 6 | |
| | 3 = SMA/ sederajat | 0 | |
| | 4 = Perguruan Tinggi | 1 | |
| Pekerjaan penggugat (X_4) | 1 = Tenaga tidak Terlatih | 17 | 28 |
| | 2 = Tenaga Terampil | 4 | |
| | 3 = Semi Profesional | 6 | |
| | 4 = Profesional | 1 | |
| Pendidikan tergugat (X_6) | 1 = Tidak sekolah hingga SD/ sederajat | 20 | 28 |
| | 2 = SMP/ sederajat | 4 | |
| | 3 = SMA/ sederajat | 3 | |
| | 4 = Perguruan Tinggi | 1 | |
| Pekerjaan tergugat (X_7) | 1 = Tenaga tidak Terlatih | 15 | 28 |
| | 2 = Tenaga Terampil | 1 | |
| | 3 = Semi Profesional | 8 | |
| | 4 = Profesional | 4 | |
| Alasan perceraian (X_9) | 1 = Meninggalkan Kewajiban | 18 | 28 |
| | 2 = Terus Menerus Berselisih | 0 | |
| | 3 = Moral | 10 | |
| | 4 = Cacat Biologis | 0 | |
| | 5 = Penganiayaan | 0 | |

Sumber: diolah berdasarkan perhitungan SPSS (Lampiran 9)

Komponen *mixture* keempat dengan proporsi ($\Phi[4]$) sebesar 0,003027 terdiri atas kasus perceraian dengan lama pernikahan antara 38 tahun hingga 53 tahun dengan jumlah kasus perceraian adalah 20 kasus. Deskriptif pada komponen *mixture* keempat ini dapat dilihat pada Tabel 4.18. Ciri khas dari kelompok *mixture* keempat ini adalah didominasi oleh perkara cerai talak dengan pendidikan

penggugat dan tergugat adalah tidak sekolah hingga SD/ sederajat serta dengan kelompok pekerjaan penggugat dan tergugat adalah tenaga tidak terlatih.

Tabel 4.18 Deskriptif pada Komponen *Mixture* Keempat

| Variabel | Kategorik | Frekuensi (kasus) | Jumlah |
|--------------------------------|--|-------------------|--------|
| Jenis cerai (X_1) | 1 = Cerai gugat | 8 | 20 |
| | 2 = Cerai talak | 12 | |
| Pendidikan penggugat (X_3) | 1 = Tidak sekolah hingga SD/ sederajat | 13 | 20 |
| | 2 = SMP/ sederajat | 5 | |
| | 3 = SMA/ sederajat | 1 | |
| | 4 = Perguruan Tinggi | 1 | |
| Pekerjaan penggugat (X_4) | 1 = Tenaga tidak Terlatih | 12 | 20 |
| | 2 = Tenaga Terampil | 1 | |
| | 3 = Semi Profesional | 7 | |
| | 4 = Profesional | 0 | |
| Pendidikan tergugat (X_6) | 1 = Tidak sekolah hingga SD/ sederajat | 16 | 20 |
| | 2 = SMP/ sederajat | 2 | |
| | 3 = SMA/ sederajat | 0 | |
| | 4 = Perguruan Tinggi | 2 | |
| Pekerjaan tergugat (X_7) | 1 = Tenaga tidak Terlatih | 15 | 20 |
| | 2 = Tenaga Terampil | 1 | |
| | 3 = Semi Profesional | 4 | |
| | 4 = Profesional | 0 | |
| Alasan perceraian (X_9) | 1 = Meninggalkan Kewajiban | 12 | 20 |
| | 2 = Terus Menerus Berselisih | 6 | |
| | 3 = Moral | 1 | |
| | 4 = Cacat Biologis | 0 | |
| | 5 = Penganiayaan | 1 | |

Sumber: diolah berdasarkan perhitungan *SPSS* (Lampiran 9)

4.5.2 Fungsi *Survival* dan Fungsi *Hazard*

Fungsi *survival* dan fungsi *hazard* para pihak yang mendaftarkan perceraian di PA Kabupaten Malang tahun 2014 dibentuk berdasarkan hasil estimasi parameter dari distribusi Log Normal 2-parameter melalui pendekatan *Bayesian* terhadap data waktu *survival* (lama pernikahan).

Untuk dapat mengestimasi parameter pembangun model *mixture* masing-masing komponen dengan metode MCMC melalui iterasi *Gibbs Sampler*, dibuat algoritma yang dituangkan dalam bahasa pemrograman untuk WinBUGS 14 terlebih dahulu. Pada pengolahan ini, iterasi dilakukan sebanyak 10.000 kali dan *thin* 20. Program dijalankan pada iterasi 10000 kali dengan kondisi *burn in* 1.

Hasil *output* estimasi parameter secara keseluruhan melalui paket program WinBUGS 14 dapat dilihat pada Lampiran 12. Pada Tabel 4.19, disajikan hasil estimasi parameter dan hasil pengujian tiap parameter dari distribusi *mixture* yang dilakukan menggunakan pendekatan *Bayesian*. Pengujian setiap parameternya menggunakan *credible interval*. Variabel-variabel yang dianggap signifikan jika nilai pada selang 2,5% hingga 97,5% tidak memuat nilai 0 (nol).

Tabel 4.19 Estimasi Parameter Distribusi *Mixture* Log Normal 2-parameter

| <i>Node</i> | <i>mean</i> | <i>2,50%</i> | <i>median</i> | <i>97,50%</i> |
|-------------|-------------|--------------|---------------|---------------|
| Phi[1] | 0,9845 | 0,9814 | 0,9845 | 0,9872 |
| pmu[1] | 4,372 | 4,349 | 4,372 | 4,395 |
| ptau[1] | 1,041 | 1,006 | 1,041 | 1,076 |
| sigma[1] | 0,9803 | 0,964 | 0,9803 | 0,997 |
| Phi[2] | 0,008356 | 0,006338 | 0,008321 | 0,01061 |
| pmu[2] | 5,968 | 5,919 | 5,968 | 6,017 |
| ptau[2] | 28,28 | 18,89 | 27,95 | 39,41 |
| sigma[2] | 0,1905 | 0,1593 | 0,1892 | 0,2301 |
| Phi[3] | 0,004167 | 0,002811 | 0,004128 | 0,005769 |
| pmu[3] | 6,073 | 5,987 | 6,072 | 6,169 |
| ptau[3] | 14,47 | 8,073 | 14,14 | 22,66 |
| sigma[3] | 0,2699 | 0,2101 | 0,2659 | 0,352 |
| Phi[4] | 0,003018 | 0,001879 | 0,002957 | 0,004463 |
| pmu[4] | 6,243 | 6,111 | 6,24 | 6,388 |
| ptau[4] | 9,844 | 4,719 | 9,519 | 16,81 |
| sigma[4] | 0,3309 | 0,244 | 0,3241 | 0,4607 |

Sumber: diolah berdasarkan perhitungan *WinBUGS* (Lampiran 12)

Berdasarkan Tabel 4.19 dapat disimpulkan bahwa semua parameter ditribusi *mixture* Log Normal 2-parameter telah signifikan, karena *credible interval*

tidak mengandung angka 0. Parameter distribusi Log Normal 2-parameter yang diperoleh pada Tabel 4.19 digunakan untuk menentukan fungsi *survival* sesuai dengan persamaan (4.4) dan fungsi *hazard* sesuai dengan persamaan (4.5) melalui perhitungan distribusi *mixture* sebagai berikut:

$$S_k(t) = \frac{1}{2} - \frac{1}{2} \operatorname{erf} \left(\frac{\ln t - \mu_k}{\sigma_k \sqrt{2}} \right), \text{ dimana } k = 1, 2, 3, 4$$

untuk fungsi *survival* komponen *mixture* pertama, kedua, ketiga, dan keempat,

$$S(t) = \lambda_1 (S_1(t)) + \lambda_2 (S_2(t)) + \lambda_3 (S_3(t)) + \lambda_4 (S_4(t)) \quad \text{untuk fungsi } survival \text{ mixture (kumulatif),}$$

$$h_k(t) = \frac{\sqrt{2} \exp \left(-\frac{1}{2} \left(\frac{\ln t - \mu_k}{\sigma_k} \right)^2 \right)}{\sigma_k \sqrt{\pi_k} \left(1 - \operatorname{erf} \left(\frac{\ln t - \mu_k}{\sigma_k \sqrt{2}} \right) \right)}, \text{ dimana } k = 1, 2, 3, 4$$

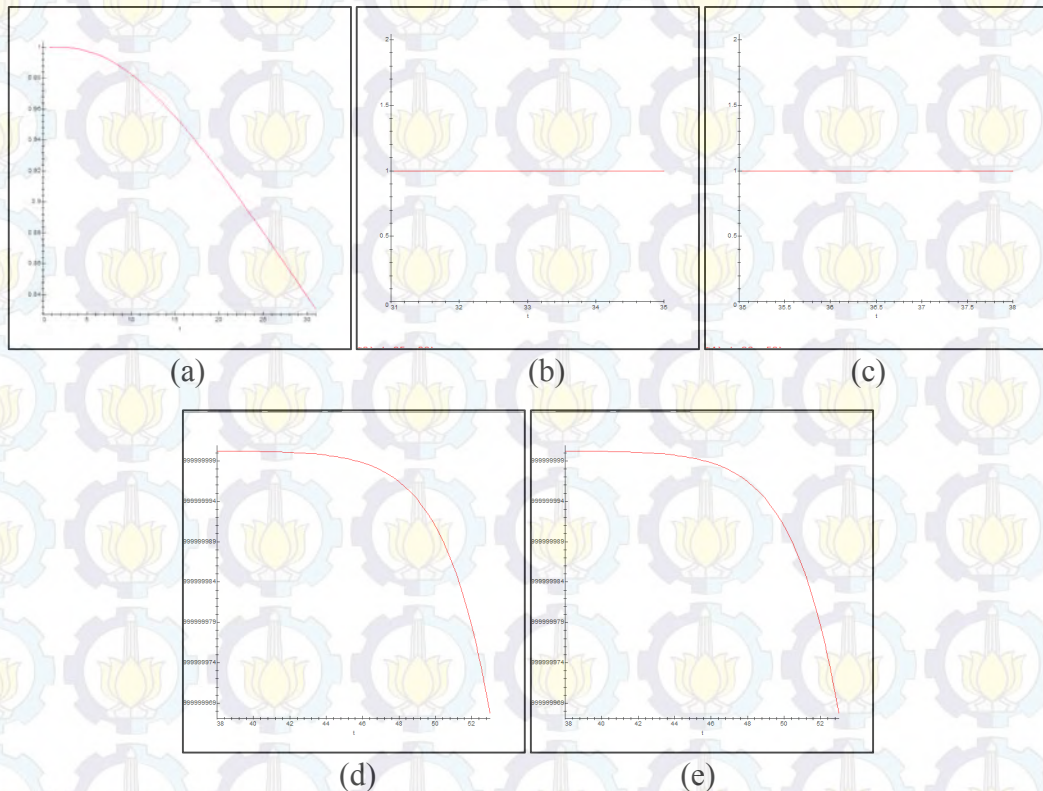
untuk fungsi *hazard* komponen *mixture* pertama, kedua, ketiga, dan keempat,

$$h(t) = \lambda_1 (h_1(t)) + \lambda_2 (h_2(t)) + \lambda_3 (h_3(t)) + \lambda_4 (h_4(t)) \quad \text{untuk fungsi } hazard \text{ mixture (kumulatif).}$$

Berdasarkan persamaan fungsi *survival* dan fungsi *hazard* di atas, maka dapat dibentuk fungsi *survival* yang ditunjukkan pada Gambar 4.14 dan fungsi *hazard* yang ditunjukkan pada Gambar 4.15.

Secara umum Gambar 4.14 menunjukkan *tren* fungsi *survival* dari waktu ke waktu. Terlihat pada Gambar 4.14 (a) dan (d) yang merupakan plot fungsi *survival* pada komponen *mixture* pertama dengan waktu *survival* (t) antara 0 tahun hingga 31 tahun dan plot fungsi *survival* pada komponen *mixture* keempat dengan waktu *survival* (t) antara 38 tahun hingga 53 tahun, dapat diketahui bahwa hingga tahun ke-31 pada komponen *mixture* pertama dan hingga tahun ke-53 pada komponen *mixture* keempat nilai peluang kedua komponen *mixture* ini mendekati nilai 0 yang berarti bahwa semua pihak telah mengalami kegagalan dalam mempertahankan pernikahan mereka. Untuk komponen *mixture* pertama, peluang para pihak bertahan dalam hubungan pernikahan mereka cenderung turun landai setelah t ke-12 dan untuk komponen *mixture* keempat, peluang para pihak bertahan

dalam hubungan pernikahan mereka cenderung turun landai setelah t ke-50. Hal ini mampu menjelaskan bahwa pada komponen *mixture* pertama usia pernikahan lebih dari 12 tahun dan pada *mixture* keempat usia pernikahan lebih dari 50 tahun cenderung memiliki peluang untuk gagal dalam mempertahankan pernikahan mereka.

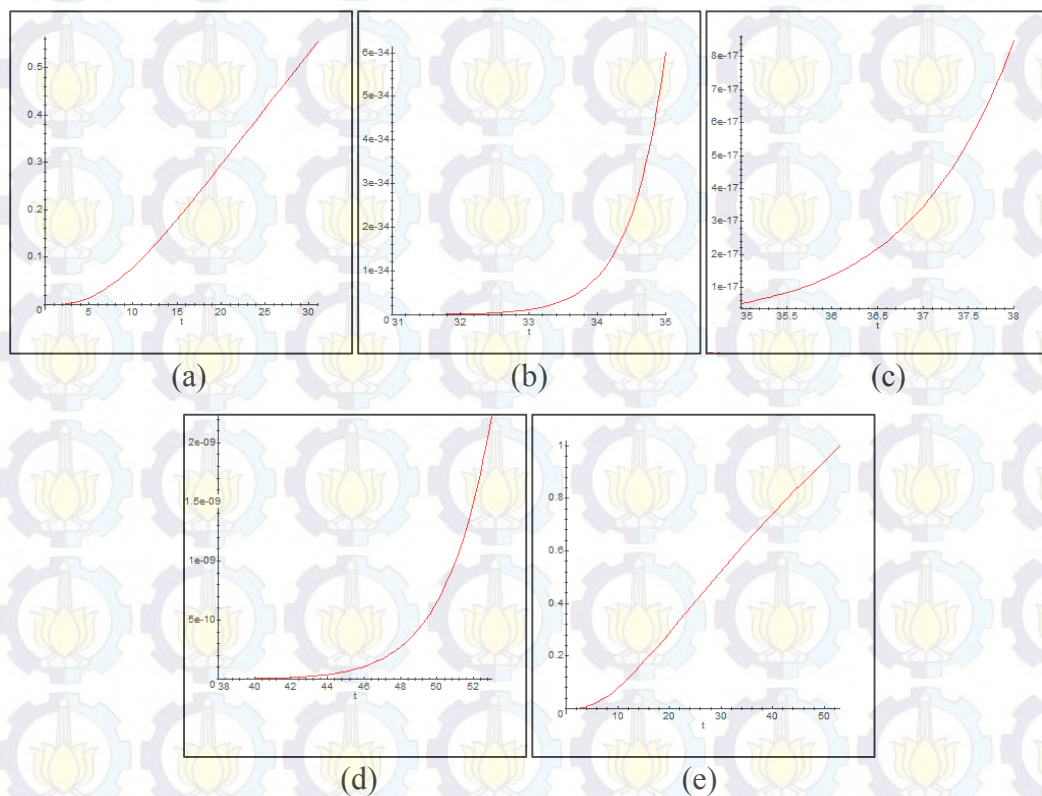


Gambar 4.14 Plot Fungsi *Survival* Para Pihak (a) *Mixture* Pertama, (b) *Mixture* Kedua, (c) *Mixture* Ketiga, (d) *Mixture* Keempat, (e) Kumulatif

Gambar 4.14 (b) dan (c) merupakan plot fungsi *survival* pada komponen *mixture* kedua dengan waktu *survival* (t) antara 31 tahun hingga 35 tahun dan plot fungsi *survival* pada komponen *mixture* ketiga dengan waktu *survival* (t) antara 35 tahun hingga 38 tahun, dapat diketahui bahwa kedua komponen *mixture* tersebut memiliki plot fungsi *survival* yang konstan pada nilai peluang 1, hal ini menjelaskan bahwa pada kedua komponen ini dari waktu ke waktu mampu mempertahankan pernikahan mereka.

Gambar 4.14 (e) merupakan plot fungsi *survival mixture* (kumulatif) yang mampu menjelaskan bahwa nilai peluang fungsi *survival mixture* (kumulatif)

hingga tahun ke-53 mendekati nilai 0 yang berarti bahwa semua pihak telah mengalami kegagalan dalam mempertahankan pernikahan mereka. Dimana secara kumulatif, peluang para pihak bertahan dalam hubungan pernikahan mereka cenderung turun landai setelah t ke-12. Hal ini mampu menjelaskan bahwa secara kumulatif usia pernikahan lebih dari 12 tahun cenderung memiliki peluang untuk gagal dalam mempertahankan pernikahan mereka.



Gambar 4.15 Plot Fungsi *Hazard* Para Pihak (a) *Mixture* Pertama, (b) *Mixture* Kedua, (c) *Mixture* Ketiga, (d) *Mixture* Keempat, (e) Kumulatif

Plot fungsi *hazard* para pihak pada Gambar 4.15 menunjukkan peluang kegagalan para pihak untuk mempertahankan pernikahan mereka selama interval waktu yang sangat pendek dengan asumsi bahwa para pihak telah berusaha mempertahankan pernikahan mereka pada awal interval, dalam kasus ini merupakan terjadinya perceraian (kegagalan mempertahankan pernikahan). Pada pembahasan sebelumnya juga telah dinyatakan bahwa semakin besar nilai *hazard* mengindikasikan bahwa resiko kegagalan yang dialami individu dalam penelitian semakin tinggi, sehingga kemampuan bertahanannya semakin kecil.

Gambar 4.15 (a) merupakan plot fungsi *hazard* pada komponen *mixture* pertama dengan waktu *survival* (t) antara 0 tahun hingga 31 tahun, menunjukkan setelah t ke-7 nilai *hazard* secara konstan mengalami kenaikan, hal ini mengindikasikan bahwa resiko kegagalan untuk mempertahankan pernikahan (resiko bercerai) yang dialami oleh para pihak akan semakin tinggi setelah usia pernikahan mencapai 7 tahun.

Gambar 4.15 (b) merupakan plot fungsi *hazard* pada komponen *mixture* kedua dengan waktu *survival* (t) antara 31 tahun hingga 35 tahun, menunjukkan setelah t ke-34 nilai *hazard* secara signifikan mengalami kenaikan, hal ini mengindikasikan bahwa resiko kegagalan untuk mempertahankan pernikahan (resiko bercerai) yang dialami oleh para pihak akan semakin tinggi setelah usia pernikahan mencapai 34 tahun. Gambar 4.15 (c) merupakan plot fungsi *hazard* pada komponen *mixture* ketiga dengan waktu *survival* (t) antara 35 tahun hingga 38 tahun, menunjukkan setelah t ke-36,5 nilai *hazard* secara signifikan mengalami kenaikan, hal ini mengindikasikan bahwa resiko kegagalan untuk mempertahankan pernikahan (resiko bercerai) yang dialami oleh para pihak akan semakin tinggi setelah usia pernikahan mencapai 34,5 tahun. Gambar 4.15 (d) merupakan plot fungsi *hazard* pada komponen *mixture* keempat dengan waktu *survival* (t) antara 38 tahun hingga 53 tahun, menunjukkan setelah t ke-49 nilai *hazard* secara signifikan mengalami kenaikan, hal ini mengindikasikan bahwa resiko kegagalan untuk mempertahankan pernikahan (resiko bercerai) yang dialami oleh para pihak akan semakin tinggi setelah usia pernikahan mencapai 49 tahun.

Sedangkan Gambar 4.15 (e) merupakan plot fungsi *hazard mixture* (kumulatif) yang mampu menjelaskan bahwa nilai *hazard* secara signifikan mengalami kenaikan setelah t ke-12. Hal ini mengindikasikan bahwa resiko kegagalan untuk mempertahankan pernikahan (resiko bercerai) yang dialami oleh para pihak akan semakin tinggi setelah usia pernikahan mencapai 12 tahun.

4.5.3 Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Waktu *Survival*

Pada bagian sebelumnya telah diperoleh fungsi *survival* dan fungsi *hazard* para pihak yang mendaftarkan perceraian di PA Kabupaten Malang tahun 2014

yang didapatkan dari hasil estimasi parameter distribusi Log Normal 2-parameter melalui pendekatan *Bayesian* terhadap data waktu *survival* (lama pernikahan). Langkah selanjutnya yaitu menentukan faktor-faktor yang berpengaruh terhadap laju perceraian (*hazard rate*) para pihak yang mendaftarkan perceraian di PA Kabupaten Malang.

Faktor-faktor yang diduga berpengaruh terhadap laju perceraian para pasangan suami istri meliputi jenis cerai (X_1), umur penggugat saat menikah (X_2), pendidikan penggugat (X_3), kelompok pekerjaan penggugat (X_4), umur tergugat saat menikah (X_5), pendidikan tergugat (X_6), kelompok pekerjaan tergugat (X_7), jumlah anak (X_8), dan alasan perceraian (X_9). Hasil estimasi (*posterior summaries*) terhadap faktor-faktor yang mempengaruhi laju perceraian pasangan suami istri secara lengkap dapat dilihat pada Lampiran 17.

Hasil estimasi parameter model *mixture survival* berdistribusi Log Normal 2-parameter dapat dilihat pada Tabel 4.20. Variabel-variabel yang dianggap signifikan mempengaruhi lama pernikahan jika nilai pada selang 2,5% hingga 97,5% tidak memuat nilai 0 (nol), pada Tabel 4.20 variabel yang signifikan ditunjukkan dengan warna kolom abu-abu. Kolom *node* merupakan kovariat (variabel-variabel) yang diduga berpengaruh terhadap lama pernikahan, kolom *mean* menunjukkan besarnya nilai estimasi parameter model.

Tabel 4.20 Estimasi Parameter Model *Mixture Survival* dengan 4 Komponen Penyusun

| <i>node</i> | <i>mean</i> | 2,50% | <i>median</i> | 97,50% |
|-------------|-------------|----------|---------------|----------|
| b1[1] | 0,07767 | 0,05969 | 0,07762 | 0,09597 |
| b2[1] | -0,00102 | -0,0023 | -0,00102 | 2,61E-04 |
| b3_1[1] | 0,4654 | 0,3749 | 0,4614 | 0,5829 |
| b3_2[1] | 0,4059 | 0,3162 | 0,4019 | 0,523 |
| b3_3[1] | 0,4183 | 0,3295 | 0,4137 | 0,5362 |
| b4_1[1] | 0,1086 | 0,07775 | 0,1083 | 0,1402 |
| b4_2[1] | 0,1368 | 0,09438 | 0,1368 | 0,1795 |
| b4_3[1] | 0,1277 | 0,09721 | 0,1277 | 0,1586 |
| b5[1] | -4,39E-04 | -0,00165 | -4,25E-04 | 7,51E-04 |
| b6_1[1] | 0,8079 | 0,6771 | 0,8127 | 0,9147 |
| b6_2[1] | 0,8197 | 0,6876 | 0,824 | 0,9274 |
| b6_3[1] | 0,8455 | 0,7163 | 0,85 | 0,9485 |

Tabel 4.20 Lanjutan

| <i>node</i> | <i>mean</i> | <i>2,50%</i> | <i>median</i> | <i>97,50%</i> |
|-------------|-------------|--------------|---------------|---------------|
| b7_1[1] | 0,02979 | 0,008582 | 0,02972 | 0,05144 |
| b7_2[1] | 0,04284 | 0,01117 | 0,04272 | 0,07446 |
| b7_3[1] | 0,03232 | 0,01084 | 0,03237 | 0,0539 |
| b8[1] | 0,07684 | 0,07019 | 0,07685 | 0,08333 |
| b9_1[1] | -0,01248 | -0,1184 | -0,01157 | 0,08477 |
| b9_2[1] | 0,06199 | -0,00847 | 0,06232 | 0,1305 |
| b9_3[1] | 0,01594 | -0,02755 | 0,01615 | 0,0577 |
| b9_4[1] | 0,01501 | 0,002216 | 0,01501 | 0,02797 |
| | | | | |
| b1[2] | -37,87 | -1998 | -37,02 | 1917 |
| b2[2] | -704 | -2328 | -613,8 | 451,4 |
| b3_1[2] | 15,45 | 14,86 | 15,46 | 16,03 |
| b3_2[2] | 11,31 | 10,72 | 11,3 | 11,91 |
| b3_3[2] | 15,39 | 14,84 | 15,39 | 15,95 |
| b4_1[2] | 2,524 | 1,824 | 2,521 | 3,224 |
| b4_2[2] | -3,208 | -1967 | -8,66 | 1973 |
| b4_3[2] | 2,612 | 2,009 | 2,608 | 3,224 |
| b5[2] | -677,8 | -2301 | -594,7 | 510,6 |
| b6_1[2] | 9,926 | 9,201 | 9,926 | 10,64 |
| b6_2[2] | 17,34 | 16,67 | 17,34 | 18,01 |
| b6_3[2] | -0,5123 | -1962 | 9,272 | 1989 |
| b7_1[2] | -21,29 | -1960 | -8,764 | 1903 |
| b7_2[2] | 0,8193 | -0,1716 | 0,8145 | 1,813 |
| b7_3[2] | 12,2 | 11,65 | 12,2 | 12,75 |
| b8[2] | 0,09314 | -1,648 | 0,09841 | 1,896 |
| b9_1[2] | 3,093 | -1990 | 6,991 | 1936 |
| b9_2[2] | 11,88 | -1976 | 6,626 | 1970 |
| b9_3[2] | -0,09644 | -1986 | 8,882 | 1941 |
| b9_4[2] | 6,322 | 5,234 | 6,321 | 7,439 |
| | | | | |
| b1[3] | -34,98 | -1963 | -41,67 | 1895 |
| b2[3] | -867,6 | -2270 | -746,2 | -116 |
| b3_1[3] | 21,02 | 20,53 | 21,02 | 21,5 |
| b3_2[3] | 27,92 | 27,44 | 27,92 | 28,42 |
| b3_3[3] | -6,423 | -1949 | -19,07 | 1984 |
| b4_1[3] | -35,58 | -1920 | -32,15 | 1868 |
| b4_2[3] | -26,64 | -1978 | -25,71 | 1927 |
| b4_3[3] | -12,8 | -1953 | -18,59 | 1920 |
| b5[3] | 1,184 | -0,8057 | 1,192 | 3,075 |
| b6_1[3] | 3,97 | 3,253 | 3,97 | 4,69 |

Tabel 4.20 Lanjutan

| <i>node</i> | <i>mean</i> | <i>2,50%</i> | <i>median</i> | <i>97,50%</i> |
|-------------|-------------|--------------|---------------|---------------|
| b6_2[3] | -9,362 | -1943 | -8,133 | 1966 |
| b6_3[3] | 6,088 | -1967 | 11,48 | 1980 |
| b7_1[3] | 16,6 | 15,95 | 16,6 | 17,26 |
| b7_2[3] | 6,765 | 5,954 | 6,761 | 7,586 |
| b7_3[3] | 4,385 | 3,788 | 4,38 | 5,014 |
| b8[3] | 2,093 | 0,5075 | 2,09 | 3,672 |
| b9_1[3] | 5,417 | -1969 | -11,69 | 1978 |
| b9_2[3] | -0,5802 | -1957 | -0,6684 | 1954 |
| b9_3[3] | 2,901 | -1923 | -11,62 | 1970 |
| b9_4[3] | -13,55 | -1972 | -10,8 | 1945 |
| | | | | |
| b1[4] | 33,73 | 33,26 | 33,73 | 34,19 |
| b2[4] | 3,115 | 1,39 | 3,101 | 4,889 |
| b3_1[4] | -26,11 | -1945 | -30,72 | 1941 |
| b3_2[4] | -10,7 | -2023 | -1,356 | 1913 |
| b3_3[4] | -10,04 | -1928 | -8,332 | 1891 |
| b4_1[4] | -23,75 | -1986 | -24,47 | 1928 |
| b4_2[4] | -13,64 | -2003 | -8,043 | 1922 |
| b4_3[4] | -12,54 | -1976 | -6,846 | 1951 |
| b5[4] | -910,6 | -2295 | -800 | -122,8 |
| b6_1[4] | 37,18 | 36,78 | 37,18 | 37,59 |
| b6_2[4] | 68,08 | 67,64 | 68,08 | 68,52 |
| b6_3[4] | -1,238 | -1981 | -7,485 | 1970 |
| b7_1[4] | -20,63 | -1997 | -14,26 | 1905 |
| b7_2[4] | -6,104 | -1992 | -4,926 | 1925 |
| b7_3[4] | 190,2 | 189,8 | 190,2 | 190,7 |
| b8[4] | -100,9 | -1996 | -95,6 | 1744 |
| b9_1[4] | -6,394 | -2018 | -10,32 | 1981 |
| b9_2[4] | 8,716 | -2003 | 13,77 | 1964 |
| b9_3[4] | -7,372 | -1968 | -17,94 | 1971 |
| b9_4[4] | 11,01 | 10,59 | 11,01 | 11,42 |

Sumber: diolah berdasarkan perhitungan WinBUGS (Lampiran 17)

Berdasarkan Tabel 4.20 dapat diketahui bahwa tidak semua variabel berpengaruh signifikan terhadap waktu *survival* lama pernikahan dan terdapat komponen *mixture* yang hanya dipengaruhi oleh beberapa variabel saja. Perbedaan ini menyatakan bahwa untuk setiap komponen *mixture* memiliki variabel-variabel yang mempengaruhi sesuai dengan kelompok waktu *survival*-nya, dengan kata lain

bahwa variabel-variabel yang mempengaruhi setiap komponen *mixture*-nya mampu menjelaskan faktor-faktor yang berpengaruh untuk setiap kelompok waktu *survival* lama pernikahan.

Variabel-variabel yang secara signifikan mempengaruhi model *mixture* pertama, yaitu untuk kelompok waktu *survival* lama pernikahan antara 0 – 31 tahun seperti yang telah ditunjukkan pada Tabel 4.20. Variabel yang mempengaruhi ialah jenis cerai (X_1), pendidikan penggugat (X_3), kelompok pekerjaan penggugat (X_4), pendidikan tergugat (X_6), kelompok pekerjaan tergugat (X_7), jumlah anak (X_8), serta variabel *dummy* kategori 4 pada variabel alasan perceraian (X_9).

Variabel-variabel yang secara signifikan mempengaruhi model *mixture* kedua, yaitu untuk kelompok waktu *survival* lama pernikahan antara 31 – 35 tahun seperti yang telah ditunjukkan pada Tabel 4.20. Variabel yang mempengaruhi ialah pendidikan penggugat (X_3), variabel *dummy* kategori 1 dan 3 pada variabel pekerjaan penggugat (X_4), variabel *dummy* kategori 1 dan 2 pada variabel pendidikan tergugat (X_6), variabel *dummy* kategori 3 pada variabel pekerjaan tergugat (X_7), serta variabel *dummy* kategori 4 pada variabel alasan perceraian (X_9).

Variabel-variabel yang secara signifikan mempengaruhi model *mixture* ketiga, yaitu untuk kelompok waktu *survival* lama pernikahan antara 35 – 38 tahun seperti yang telah ditunjukkan pada Tabel 4.20. Variabel yang mempengaruhi ialah umur penggugat saat menikah (X_2), variabel *dummy* kategori 1 dan 2 pada variabel pendidikan penggugat (X_3), variabel *dummy* kategori 1 pada variabel pendidikan tergugat (X_6), pekerjaan tergugat (X_7), serta jumlah anak (X_8).

Variabel-variabel yang secara signifikan mempengaruhi model *mixture* keempat, yaitu untuk kelompok waktu *survival* lama pernikahan antara 38 – 53 tahun seperti yang telah ditunjukkan pada Tabel 4.20. Variabel yang mempengaruhi ialah jenis cerai (X_1), umur penggugat saat menikah (X_2), umur tergugat saat menikah (X_5), variabel *dummy* kategori 1 dan 2 pada variabel pendidikan tergugat (X_6), variabel *dummy* kategori 3 pada variabel pekerjaan tergugat (X_7), serta variabel *dummy* kategori 4 pada variabel alasan perceraian (X_9).

Berdasarkan Tabel 4.20 dan uraian di atas, maka model *mixture survival* yang terbentuk yaitu:

$$\begin{aligned}
 h(t, \mathbf{x}) \propto & 0,9845\{\exp(0,078X_1 + 0,465X_{3(1)} + 0,406X_{3(2)} + 0,418X_{3(3)} + 0,108X_{4(1)} + \\
 & 0,137X_{4(2)} + 0,128X_{4(3)} + 0,808X_{6(1)} + 0,819X_{6(2)} + 0,846X_{6(3)} + 0,029X_{7(1)} + \\
 & 0,043X_{7(2)} + 0,032X_{7(3)} + 0,077X_8 - 0,012X_{9(1)} + 0,062X_{9(2)} + 0,016X_{9(3)} + \\
 & 0,015X_{9(4)})\} + 0,0083\{\exp(15,45X_{3(1)} + 11,31X_{3(2)} + 15,39X_{3(3)} + 2,524X_{4(1)} - \\
 & 3,208X_{4(2)} + 2,612X_{4(3)} + 9,926X_{6(1)} + 17,34X_{6(2)} - 0,512X_{6(3)} - 21,29X_{7(1)} + \\
 & 0,819X_{7(2)} + 12,2X_{7(3)} + 3,093X_{9(1)} + 11,88X_{9(2)} - 0,096X_{9(3)} + 6,32X_{9(4)})\} + \\
 & 0,0042\{\exp(-867,6X_2 + 21,02X_{3(1)} + 27,92X_{3(2)} - 6,423X_{3(3)} + 3,97X_{6(1)} - \\
 & 9,362X_{6(2)} + 6,088X_{6(3)} + 16,6X_{7(1)} + 6,765X_{7(2)} + 4,385X_{7(3)} + 2,093X_8)\} + \\
 & 0,0030\{\exp(33,73X_1 + 3,115X_2 - 910,6X_5 + 37,18X_{6(1)} + 68,08X_{6(2)} - \\
 & 1,238X_{6(3)} - 20,63X_{7(1)} - 6,104X_{7(2)} + 190,2X_{7(3)} - 6,394X_{9(1)} + 8,716X_{9(2)} - \\
 & 7,372X_{9(3)} + 11,01X_{9(4)})\}
 \end{aligned} \quad (4.8)$$

Dalam menginterpretasikan tingkat resiko (kecenderungan) suatu variabel digunakan nilai *odds ratio* yang merupakan suatu perbandingan individu pada kondisi variabel prediktor (X) kategori yang diharapkan dengan variabel prediktor (X) pada kategori pembanding.

Tabel 4.21 Nilai *Odds Ratio* Regresi *Mixture Survival* dengan 4 Komponen Penyusun

| <i>Mixture 1</i> | | | <i>Mixture 2</i> | | |
|------------------|-------------|-------------------|------------------|-------------|-------------------|
| <i>Node</i> | <i>Mean</i> | <i>Odds Ratio</i> | <i>Node</i> | <i>Mean</i> | <i>Odds Ratio</i> |
| b1[1] | 0,07767 | 1,080766 | b3_1[2] | 15,45 | 5126840 |
| b3_1[1] | 0,4654 | 1,592651 | b3_2[2] | 11,31 | 81633,91 |
| b3_2[1] | 0,4059 | 1,500652 | b3_3[2] | 15,39 | 4828276 |
| b3_3[1] | 0,4183 | 1,519376 | b4_1[2] | 2,524 | 12,47841 |
| b4_1[1] | 0,1086 | 1,114716 | b4_3[2] | 2,612 | 13,62628 |
| b4_2[1] | 0,1368 | 1,146599 | b6_1[2] | 9,926 | 20455,36 |
| b4_3[1] | 0,1277 | 1,136212 | b6_2[2] | 17,34 | 33936443 |
| b6_1[1] | 0,8079 | 2,243192 | b7_3[2] | 12,2 | 198789,2 |
| b6_2[1] | 0,8197 | 2,269819 | b9_4[2] | 6,322 | 556,6853 |
| b6_3[1] | 0,8455 | 2,329142 | | | |
| b7_1[1] | 0,02979 | 1,030238 | | | |
| b7_2[1] | 0,04284 | 1,043771 | | | |
| b7_3[1] | 0,03232 | 1,032848 | | | |
| b8[1] | 0,07684 | 1,079869 | | | |
| b9_4[1] | 0,01501 | 1,015123 | | | |

Tabel 4.21 Lanjutan

| <i>Mixture 3</i> | | | <i>Mixture 4</i> | | |
|------------------|-------------|-------------------|------------------|-------------|-------------------|
| <i>Node</i> | <i>Mean</i> | <i>Odds Ratio</i> | <i>Node</i> | <i>Mean</i> | <i>Odds Ratio</i> |
| b2[3] | -867,6 | 0 | b1[4] | 33,73 | 4,45E+14 |
| b3_1[3] | 21,02 | 1,35E+09 | b2[4] | 3,115 | 22,53343 |
| b3_2[3] | 27,92 | 1,34E+12 | b5[4] | -910,6 | 0 |
| b6_1[3] | 3,97 | 52,98453 | b6_1[4] | 37,18 | 1,4E+16 |
| b7_1[3] | 16,6 | 16191549 | b6_2[4] | 68,08 | 3,69E+29 |
| b7_2[3] | 6,765 | 866,9662 | b7_3[4] | 190,2 | 4,01E+82 |
| b7_3[3] | 4,385 | 80,23822 | b9_4[4] | 11,01 | 60475,89 |
| b8[3] | 2,093 | 8,109206 | | | |

Sumber: perhitungan *Excel*

Berdasarkan Tabel 4.20 yang telah menunjukkan variabel-variabel yang berpengaruh signifikan terhadap lama pernikahan dengan selang kepercayaan 95% dan nilai *odds ratio* yang ditunjukkan pada Tabel 4.21, maka selanjutnya dapat diinterpretasikan sebagai berikut:

1. Variabel Jenis Cerai (X_1)

Variabel jenis cerai (X_1) secara signifikan mempengaruhi model *mixture survival* pada komponen *mixture* pertama ($b1[1]=0,0777$) dan *mixture* keempat ($b1[4]=33,73$). Pada variabel jenis cerai (X_1) yang menjadi acuan untuk tingkat kecenderungan adalah pasangan suami istri yang kemudian mengajukan cerai gugat, sedangkan pasangan suami istri yang kemudian mengajukan cerai talak sebagai pembanding.

Pada *mixture* pertama, menunjukkan bahwa pasangan yang kemudian mengajukan perkara cerai gugat pada dasarnya memiliki usia pernikahan yang lebih pendek (lebih cepat bercerai) sebesar 1,0808 kali dibandingkan dengan pasangan suami istri yang kemudian mengajukan cerai talak.

Pada *mixture* keempat, menunjukkan bahwa pasangan yang kemudian mengajukan perkara cerai gugat pada dasarnya memiliki usia pernikahan yang lebih pendek (lebih cepat bercerai) sebesar $4,45 \times 10^{14}$ kali dibandingkan dengan pasangan suami istri yang kemudian mengajukan cerai talak.

Dari interpretasi di atas, maka dapat disimpulkan bahwa kasus perceraian yang terjadi di PA Kabupaten Malang pada tahun 2014, untuk perkara jenis cerai talak (perkara yang diajukan oleh suami) memiliki usia

pernikahan yang lebih lama dibandingkan perkara jenis cerai gugat. Hal ini berbanding lurus dengan sikap seorang suami (laki-laki) dalam mengambil sebuah keputusan dengan penuh pertimbangan.

2. Variabel Umur Penggugat saat Menikah (X_2)

Variabel umur penggugat saat menikah (X_2) secara signifikan mempengaruhi model *mixture survival* pada komponen *mixture* ketiga ($b_2[3]=-867,6$) dan *mixture* keempat ($b_2[4]=3,115$).

Pada *mixture* ketiga menunjukkan nilai *odds ratio* sebesar 0 (nol), yang berarti bahwa setiap penambahan satu satuan umur penggugat saat menikah memberikan resiko yang sangat kecil untuk cepat bercerai dan cenderung tidak memberikan pengaruh terhadap usia pernikahan (lama pernikahan).

Pada *mixture* keempat menunjukkan nilai *odds ratio* sebesar 22,533, yang berarti bahwa setiap penambahan satu satuan umur penggugat saat menikah akan menaikkan resiko perceraian sebesar 22,533 bulan. Berdasarkan Tabel 4.3 diketahui bahwa pada kelompok umur 12 – 25 tahun merupakan rentang usia penggugat saat menikah yang rentan terhadap usia pernikahan yang singkat, hal ini juga didukung oleh *cross tabulation* lama pernikahan dengan satuan umur penggugat (Lampiran 3) yang menunjukkan bahwa rentang umur penggugat saat menikah antara 11 – 20 tahun untuk setiap satuannya selalu mengalami peningkatan kasus perceraian yang 970 diantaranya hanya dengan usia pernikahan kurang dari 6 tahun.

3. Variabel Pendidikan Penggugat (X_3)

Variabel pendidikan penggugat (X_3) berbentuk data ordinal dengan 4 kategori seperti yang telah dijabarkan pada Tabel 3.2. Penentuan variabel *dummy* untuk variabel pendidikan penggugat adalah *dummy* 1 (X_3_1) yaitu saat kategori 1 (pendidikan penggugat tidak sekolah hingga SD/ sederajat) ada sedangkan kategori yang lain tidak ada, *dummy* 2 (X_3_2) yaitu saat kategori 2 (pendidikan penggugat SMP/ sederajat) ada sedangkan kategori yang lain tidak ada, *dummy* 3 (X_3_3) yaitu saat kategori 3 (pendidikan penggugat

SMA/ sederajat) ada sedangkan kategori yang lain tidak ada, dan saat *dummy* 1 hingga *dummy* 3 tidak ada, maka kategori 4 ada.

Variabel pendidikan penggugat (X_3) secara signifikan mempengaruhi beberapa komponen *mixture* pada model *mixture survival*, baik signifikan untuk keseluruhan *dummy* seperti pada komponen *mixture* pertama dan *mixture* kedua atau signifikan pada sebagian *dummy* seperti pada komponen *mixture* ketiga. Keadaan signifikan pada sebagian *dummy* disebabkan adanya *dummy* yang tidak memiliki responden pada komponen *mixture* tertentu. Pada variabel ini yang dijadikan preferensi adalah tingkat pendidikan Perguruan Tinggi (PT).

Pada komponen *mixture* pertama yang secara signifikan mempengaruhi adalah semua variabel *dummy* yaitu, *dummy* 1 ($b3_1[1]=0,4654$), *dummy* 2 ($b3_2[1]=0,4059$) dan *dummy* 3 ($b3_3[1]=0,4183$). Berdasarkan nilai *odds ratio* pada Tabel 4.21, dapat dikatakan bahwa pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan penggugat pada kategori 1 (tidak sekolah hingga SD/ sederajat) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar 1,5927 kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan penggugat adalah PT. Untuk pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan penggugat pada kategori 2 (SMP/ sederajat) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar 1,5007 kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan penggugat adalah PT. Sedangkan untuk pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan penggugat pada kategori 3 (SMA/ sederajat) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar 1,5194 kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan penggugat adalah PT.

Pada komponen *mixture* kedua yang secara signifikan mempengaruhi adalah semua variabel *dummy* yaitu, *dummy* 1 ($b3_1[2]=15,45$), *dummy* 2 ($b3_2[2]=11,31$) dan *dummy* 3 ($b3_3[2]=15,39$). Berdasarkan nilai *odds ratio* pada Tabel 4.21 dapat dikatakan bahwa pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan penggugat pada kategori 1 (tidak sekolah hingga SD/ sederajat) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar $5,127 \times 10^6$ kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan penggugat adalah PT. Untuk pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan

penggugat pada kategori 2 (SMP/ sederajat) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar $8,163 \times 10^4$ kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan penggugat adalah PT. Sedangkan untuk pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan penggugat pada kategori 3 (SMA/ sederajat) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar $4,828 \times 10^6$ kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan penggugat adalah PT.

Pada komponen *mixture* ketiga yang secara signifikan mempengaruhi adalah *dummy* 1 ($b3_1[3]=21,02$) dan *dummy* 2 ($b3_2[3]=27,92$), Berdasarkan nilai *odds ratio* pada Tabel 4.21, dapat dikatakan bahwa pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan penggugat pada kategori 1 (tidak sekolah hingga SD/ sederajat) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar $1,345 \times 10^9$ kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan penggugat adalah PT. Sedangkan untuk pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan penggugat pada kategori 2 (SMP/ sederajat) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar $1,335 \times 10^{12}$ kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan penggugat adalah PT.

Dari interpretasi di atas, maka dapat disimpulkan bahwa kasus perceraian yang terjadi di PA Kabupaten Malang pada tahun 2014 mampu menerangkan bahwa tingkat pendidikan seseorang pada saat memutuskan untuk menikah sangat mempengaruhi usia pernikahan (lama pernikahan), dimana untuk tingkat pendidikan penggugat baik tidak sekolah hingga SD/ sederajat, SMP/ sederajat, maupun SMA/ sederajat sama-sama memiliki resiko bercerai lebih cepat dibandingkan tingkat pendidikan PT dan untuk tingkat pendidikan tidak sekolah hingga SD/ sederajat memiliki tingkat resiko (kecenderungan) yang paling besar untuk bercerai. Pengaruh ini juga dikarenakan tingkat pendidikan mampu mempengaruhi pola pikir seseorang dalam menyikapi segala permasalahan yang mungkin terjadi pada masa pernikahan.

4. Variabel Kelompok Pekerjaan Penggugat (X_4)

Variabel kelompok pekerjaan penggugat (X_4) berbentuk data nominal dengan 4 kategori seperti yang telah dijabarkan pada Tabel 3.2. Penentuan variabel *dummy* untuk variabel kelompok pekerjaan penggugat adalah *dummy* 1 (X_{4_1}) yaitu saat kategori 1 (kelompok pekerjaan tenaga tidak terlatih) ada sedangkan kategori yang lain tidak ada, *dummy* 2 (X_{4_2}) yaitu saat kategori 2 (kelompok pekerjaan tenaga kerja terampil) ada sedangkan kategori yang lain tidak ada, *dummy* 3 (X_{4_3}) yaitu saat kategori 3 (kelompok pekerjaan semi profesional) ada sedangkan kategori yang lain tidak ada, dan saat *dummy* 1 hingga *dummy* 3 tidak ada, maka kategori 4 ada.

Variabel kelompok pekerjaan penggugat (X_4) secara signifikan mempengaruhi beberapa komponen *mixture* pada model *mixture survival*, baik signifikan untuk keseluruhan *dummy* seperti pada komponen *mixture* pertama atau signifikan pada sebagian *dummy* seperti pada komponen *mixture* kedua. Keadaan signifikan pada sebagian *dummy* disebabkan adanya *dummy* yang tidak memiliki responden pada komponen *mixture* tertentu. Pada variabel ini yang dijadikan preferensi adalah kelompok pekerjaan profesional.

Pada komponen *mixture* pertama yang secara signifikan mempengaruhi adalah semua *dummy* dengan *dummy* 1 ($b_{4_1}[1]=0,1086$), *dummy* 2 ($b_{4_2}[1]=0,1368$), dan *dummy* 3 ($b_{4_3}[1]=0,1277$). Berdasarkan nilai *odds ratio* pada Tabel 4.21 dapat dikatakan bahwa pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan penggugat pada kategori 1 (tenaga tidak terlatih) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar 1,1147 kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan profesional. Pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan penggugat pada kategori 2 (tenaga kerja terampil) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar 1,1466 kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan profesional. Sedangkan untuk pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan penggugat pada kategori 3 (semi profesional) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar 1,1362 kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan profesional.

Pada komponen *mixture* kedua yang secara signifikan mempengaruhi adalah *dummy* 1 ($b4_1[2]=2,524$) dan *dummy* 3 ($b4_2[3]=2,612$). Berdasarkan nilai *odds ratio* pada Tabel 4.21, dapat dikatakan bahwa pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan penggugat pada kategori 1 (tenaga tidak terlatih) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar 12,4784 kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan profesional. Sedangkan untuk pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan penggugat pada kategori 3 (semi profesional) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar 13,6263 kali lebih lama dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan profesional.

Dari interpretasi di atas, maka dapat disimpulkan bahwa kasus perceraian yang terjadi di PA Kabupaten Malang pada tahun 2014 mampu menerangkan bahwa kelompok pekerjaan seseorang sangat mempengaruhi usia pernikahan (lama pernikahan), dimana untuk kelompok pekerjaan tenaga tidak terlatih, tenaga terampil, dan semi profesional sama-sama memiliki resiko bercerai lebih cepat dibandingkan kelompok pekerjaan profesional dan untuk kelompok pekerjaan tenaga terampil memiliki tingkat resiko (kecenderungan) yang paling besar untuk bercerai. Kelompok pekerjaan memberikan pengaruh terhadap usia pernikahan (lama pernikahan), hal ini dikarenakan tingkat kemapanan seseorang atau pasangan berpengaruh dalam mencukupi kebutuhan sehari-harinya karena tidak jarang penghasilan yang tidak mencukupi menjadi pemicu permasalahan dalam rumah tangga.

5. Variabel Umur Tergugat saat Menikah (X_5)

Variabel umur tergugat saat menikah (X_5) secara signifikan hanya mempengaruhi model *mixture survival* pada komponen *mixture* keempat ($b5[4]=-910,6$).

Pada *mixture* keempat menunjukkan nilai *odds ratio* sebesar 0 (nol), yang berarti bahwa setiap penambahan satu satuan umur tergugat saat menikah memberikan resiko yang sangat kecil untuk cepat bercerai dan cenderung tidak memberikan pengaruh terhadap usia pernikahan (lama pernikahan).

6. Variabel Pendidikan Tergugat (X_6)

Variabel pendidikan tergugat (X_6) berbentuk data ordinal dengan 4 kategori seperti yang telah dijabarkan pada Tabel 3.2. Penentuan variabel *dummy* untuk variabel pendidikan tergugat adalah *dummy* 1 (X_{6_1}) yaitu saat kategori 1 (pendidikan tergugat tidak sekolah hingga SD/ sederajat) ada sedangkan kategori yang lain tidak ada, *dummy* 2 (X_{6_2}) yaitu saat kategori 2 (pendidikan tergugat SMP/ sederajat) ada sedangkan kategori yang lain tidak ada, *dummy* 3 (X_{6_3}) yaitu saat kategori 3 (pendidikan tergugat SMA/ sederajat) ada sedangkan kategori yang lain tidak ada, dan saat *dummy* 1 hingga *dummy* 3 tidak ada, maka kategori 4 ada.

Variabel pendidikan tergugat (X_6) secara signifikan mempengaruhi beberapa komponen *mixture* pada model *mixture survival*, baik signifikan untuk keseluruhan *dummy* seperti pada komponen *mixture* pertama atau signifikan pada sebagian *dummy* seperti pada komponen *mixture* kedua, *mixture* ketiga, dan *mixture* keempat. Keadaan signifikan pada sebagian *dummy* disebabkan adanya *dummy* yang tidak memiliki responden pada komponen *mixture* tertentu. Pada variabel ini yang dijadikan preferensi adalah tingkat pendidikan Perguruan Tinggi (PT).

Pada komponen *mixture* pertama yang secara signifikan mempengaruhi adalah semua variabel *dummy* yaitu, *dummy* 1 ($b6_1[1]=0,8079$), *dummy* 2 ($b6_2[1]=0,8197$) dan *dummy* 3 ($b6_3[1]=0,8455$). Berdasarkan nilai *odds ratio* pada Tabel 4.21, dapat dikatakan bahwa pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan tergugat pada kategori 1 (tidak sekolah hingga SD/ sederajat) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar 2,243 kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan tergugat adalah PT. Untuk pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan tergugat pada kategori 2 (SMP/ sederajat) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar 2,269 kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan tergugat adalah PT. Sedangkan untuk pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan tergugat pada kategori 3 (SMA/ sederajat) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar 2,329 kali

dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan terganggu adalah PT.

Pada komponen *mixture* kedua yang secara signifikan mempengaruhi adalah *dummy* 1 ($b6_1[2]=9,926$) dan *dummy* 2 ($b6_2[2]=17,34$). Berdasarkan nilai *odds ratio* pada Tabel 4.21, dapat dikatakan bahwa pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan terganggu pada kategori 1 (tidak sekolah hingga SD/ sederajat) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar $2,046 \times 10^4$ kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan terganggu adalah PT. Sedangkan untuk pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan terganggu pada kategori 2 (SMP/ sederajat) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar $3,394 \times 10^7$ kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan terganggu adalah PT.

Pada komponen *mixture* ketiga yang secara signifikan mempengaruhi adalah *dummy* 1 ($b6_1[3]=3,97$). Berdasarkan nilai *odds ratio* pada Tabel 4.21 dapat dikatakan bahwa pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan terganggu pada kategori 1 (tidak sekolah hingga SD/ sederajat) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar 52,985 kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan terganggu adalah PT.

Pada komponen *mixture* keempat yang secara signifikan mempengaruhi adalah *dummy* 1 ($b6_1[4]=37,18$) dan *dummy* 2 ($b6_2[4]=68,08$). Berdasarkan nilai *odds ratio* pada Tabel 4.21, dapat dikatakan bahwa pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan terganggu pada kategori 1 (tidak sekolah hingga SD/ sederajat) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar $1,403 \times 10^{16}$ kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan terganggu adalah PT. Sedangkan untuk pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan terganggu pada kategori 2 (SMP/ sederajat) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar $3,688 \times 10^{29}$ kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan terganggu adalah PT.

Dari interpretasi di atas, maka dapat disimpulkan bahwa kasus perceraian yang terjadi di PA Kabupaten Malang pada tahun 2014 mampu menerangkan bahwa tingkat pendidikan seseorang pada saat memutuskan

untuk menikah sangat mempengaruhi usia pernikahan (lama pernikahan), dimana untuk tingkat pendidikan terगत baik tidak sekolah hingga SD/ sederajat, SMP/ sederajat, maupun SMA/ sederajat sama-sama memiliki resiko bercerai lebih cepat dibandingkan tingkat pendidikan PT dan untuk tingkat pendidikan SMP/ sederajat memiliki tingkat resiko (kecenderungan) yang paling besar untuk bercerai. Pengaruh ini juga dikarenakan tingkat pendidikan mampu mempengaruhi pola pikir seseorang dalam menyikapi segala permasalahan yang mungkin terjadi pada masa pernikahan.

7. Variabel Kelompok Pekerjaan Tergugat (X_7)

Variabel kelompok pekerjaan terगत (X_7) berbentuk data nominal dengan 4 kategori seperti yang telah dijabarkan pada Tabel 3.2. Penentuan variabel *dummy* untuk variabel kelompok pekerjaan terगत adalah *dummy* 1 (X_7_1) yaitu saat kategori 1 (kelompok pekerjaan tenaga tidak terlatih) ada sedangkan kategori yang lain tidak ada, *dummy* 2 (X_7_2) yaitu saat kategori 2 (kelompok pekerjaan tenaga kerja terampil) ada sedangkan kategori yang lain tidak ada, *dummy* 3 (X_7_3) yaitu saat kategori 3 (kelompok pekerjaan semi profesional) ada sedangkan kategori yang lain tidak ada, dan saat *dummy* 1 hingga *dummy* 3 tidak ada, maka kategori 4 ada.

Variabel kelompok pekerjaan terगत (X_7) secara signifikan mempengaruhi beberapa komponen *mixture* pada model *mixture survival*, baik signifikan untuk keseluruhan *dummy* seperti pada komponen *mixture* ketiga atau pada sebagian *dummy* seperti pada komponen *mixture* pertama, *mixture* kedua, dan *mixture* ketiga. Pada variabel ini yang dijadikan preferensi adalah kelompok pekerjaan profesional.

Pada komponen *mixture* pertama yang secara signifikan mempengaruhi adalah semua *dummy* dengan *dummy* 1 ($b7_1[1]=0,029$), *dummy* 2 ($b7_2[1]=0,0428$), dan *dummy* 3 ($b7_3[1]=0,0323$). Berdasarkan nilai *odds ratio* pada Tabel 4.21, dapat dikatakan bahwa pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan terगत pada kategori 1 (tenaga tidak terlatih) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar 1,0303 kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan profesional. Pasangan suami

istri dengan kelompok pekerjaan tergugat pada kategori 2 (tenaga kerja terampil) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar 1,0437 kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan profesional. Sedangkan untuk pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan tergugat pada kategori 3 (semi profesional) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar 1,0328 kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan profesional.

Pada komponen *mixture* kedua yang secara signifikan mempengaruhi adalah *dummy* 3 ($b7_3[2]=12,2$). Berdasarkan nilai *odds ratio* pada Tabel 4.21, dapat dikatakan bahwa pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan tergugat pada kategori 1 (tenaga tidak terlatih) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar $1,988 \times 10^5$ kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan profesional.

Pada komponen *mixture* ketiga yang secara signifikan mempengaruhi adalah semua *dummy* dengan *dummy* 1 ($b7_1[3]=16,6$), *dummy* 2 ($b7_2[3]=6,765$), dan *dummy* 3 ($b7_3[3]=4,385$). Berdasarkan nilai *odds ratio* pada Tabel 4.21, dapat dikatakan bahwa pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan tergugat pada kategori 1 (tenaga tidak terlatih) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar $1,169 \times 10^7$ kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan profesional. Pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan tergugat pada kategori 2 (tenaga kerja terampil) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar 866,966 kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan profesional. Sedangkan untuk pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan tergugat pada kategori 3 (semi profesional) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar 80,238 kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan profesional.

Pada komponen *mixture* keempat yang secara signifikan mempengaruhi adalah *dummy* 3 ($b7_3[4]=190,2$). Berdasarkan nilai *odds ratio* pada Tabel 4.21, dapat dikatakan bahwa pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan tergugat pada kategori 1 (tenaga tidak terlatih) akan memiliki resiko

lebih cepat bercerai sebesar $4,007 \times 10^{82}$ kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan kelompok pekerjaan profesional.

Dari interpretasi di atas, maka dapat disimpulkan bahwa kasus perceraian yang terjadi di PA Kabupaten Malang pada tahun 2014 mampu menerangkan bahwa kelompok pekerjaan seseorang sangat mempengaruhi usia pernikahan (lama pernikahan), dimana untuk kelompok pekerjaan tenaga tidak terlatih, tenaga terampil, dan semi profesional sama-sama memiliki resiko bercerai lebih cepat dibandingkan kelompok pekerjaan profesional dan untuk kelompok pekerjaan tenaga tidak terlatih memiliki tingkat resiko (kecenderungan) yang paling besar untuk bercerai. Kelompok pekerjaan memberikan pengaruh terhadap usia pernikahan (lama pernikahan), hal ini dikarenakan tingkat kemapanan seseorang atau pasangan berpengaruh dalam mencukupi kebutuhan sehari-harinya karena tidak jarang penghasilan yang tidak mencukupi menjadi pemicu permasalahan dalam rumah tangga.

8. Variabel Jumlah Anak (X_8)

Variabel jumlah anak (X_8) secara signifikan mempengaruhi model *mixture survival* pada komponen *mixture* pertama ($b_8[1]=0,077$) dan komponen *mixture* ketiga ($b_8[3]=2,093$). Pada *mixture* pertama menunjukkan nilai *odds ratio* sebesar 1,079, yang berarti bahwa setiap penambahan satu satuan jumlah anak akan menaikkan resiko perceraian sebesar 1,079 bulan, sedangkan pada *mixture* ketiga menunjukkan nilai *odds ratio* sebesar 8,109, yang berarti bahwa setiap penambahan satu satuan jumlah anak akan menaikkan resiko perceraian sebesar 8,109 bulan.

9. Variabel Alasan Perceraian (X_9)

Variabel alasan perceraian (X_9) berbentuk data nominal dengan 5 kategori seperti yang telah dijabarkan pada Tabel 3.2. Penentuan variabel *dummy* untuk variabel alasan pekerjaan adalah *dummy* 1 (X_9_1) yaitu saat kategori 1 (alasan meninggalkan kewajiban) ada sedangkan kategori yang lain tidak ada, *dummy* 2 (X_9_2) yaitu saat kategori 2 (alasan terus menerus berselisih) ada sedangkan kategori yang lain tidak ada, *dummy* 3 (X_9_3) yaitu

saat kategori 3 (alasan moral) ada sedangkan kategori yang lain tidak ada, *dummy* 4 (X_9_4) yaitu saat kategori 4 (alasan cacat biologis) ada sedangkan kategori yang lain tidak ada, dan saat *dummy* 1 hingga *dummy* 4 tidak ada, maka kategori 5 ada.

Variabel alasan perceraian (X_9) secara signifikan mempengaruhi beberapa komponen *mixture* pada model *mixture* survival, yaitu signifikan pada sebagian *dummy* seperti pada komponen *mixture* pertama dan *mixture* ketiga. Keadaan signifikan pada sebagian *dummy* disebabkan adanya *dummy* yang tidak memiliki responden pada komponen *mixture* tertentu, Pada variabel ini yang dijadikan preferensi adalah alasan penganiayaan.

Pada komponen *mixture* pertama yang secara signifikan mempengaruhi adalah *dummy* 4 ($b9_4[1]=0,01501$). Berdasarkan nilai *odds ratio* pada Tabel 4.21, dapat dikatakan bahwa pasangan suami istri dengan permasalahan dalam rumah tangga berupa kategori 4 (cacat biologis) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar 1,0151 kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan permasalahan rumah tangga penganiayaan.

Pada komponen *mixture* kedua yang secara signifikan mempengaruhi adalah *dummy* 4 ($b9_4[2]=6,322$). Berdasarkan nilai *odds ratio* pada Tabel 4.21, dapat dikatakan bahwa pasangan suami istri dengan permasalahan dalam rumah tangga berupa kategori 4 (cacat biologis) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar 556,685 kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan permasalahan rumah tangga penganiayaan.

Pada komponen *mixture* keempat yang secara signifikan mempengaruhi adalah *dummy* 4 ($b9_4[4]=11,01$). Berdasarkan nilai *odds ratio* pada Tabel 4.21, dapat dikatakan bahwa pasangan suami istri dengan permasalahan dalam rumah tangga berupa kategori 4 (cacat biologis) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai sebesar $6,047 \times 10^4$ kali dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan permasalahan rumah tangga penganiayaan. Dari interpretasi di atas, maka dapat disimpulkan bahwa kasus perceraian yang terjadi di PA Kabupaten Malang pada tahun 2014 mampu menerangkan bahwa masalah adanya cacat biologis pada pasangan menjadi salah satu alasan untuk mengajukan perceraian atau mengakhiri pernikahan.

4.6 Perbandingan Model Regresi *Survival* dan Model *Mixture Survival*

Berdasarkan pembahasan pada Sub Bab sebelumnya, telah didapatkan bentuk model dari regresi *survival* dan model *mixture survival*. Masing-masing model telah coba diinterpretasikan berdasarkan tiap parameternya. Berikut akan diuraikan ketepatan interpretasi tiap parameter model dengan statistika deskriptif yang merupakan gambaran umum mengenai data waktu *survival* lama pernikahan. Tabel 4.22 menunjukkan variabel-variabel yang berpengaruh untuk model regresi *survival* dan untuk masing-masing komponen *mixture* pada model regresi *mixture survival*.

Tabel 4.22 Variabel yang Signifikan untuk Tiap Modelnya

| Variabel | Regresi <i>Survival</i> | <i>Mixture Survival</i> | | | |
|------------|----------------------------|-------------------------|------------------|------------------|------------------|
| | | <i>Mixture 1</i> | <i>Mixture 2</i> | <i>Mixture 3</i> | <i>Mixture 4</i> |
| $X_{1(1)}$ | | √ | | | √ |
| X_2 | √ | | | √ | √ |
| $X_{3(1)}$ | | √ | √ | √ | |
| $X_{3(2)}$ | √ | √ | √ | √ | |
| $X_{3(3)}$ | √ | √ | √ | | |
| $X_{4(1)}$ | √ | √ | √ | | |
| $X_{4(2)}$ | | √ | | | |
| $X_{4(3)}$ | | √ | √ | | |
| X_5 | √ | | | | √ |
| $X_{6(1)}$ | | √ | √ | √ | √ |
| $X_{6(2)}$ | √ | √ | √ | | √ |
| $X_{6(3)}$ | | √ | | | |
| $X_{7(1)}$ | | √ | | √ | |
| $X_{7(2)}$ | √ | √ | | √ | |
| $X_{7(3)}$ | | √ | √ | √ | √ |
| X_8 | √ | √ | | √ | |
| $X_{9(1)}$ | | | | | |
| $X_{9(2)}$ | | | | | |
| $X_{9(3)}$ | √ | | | | |
| $X_{9(4)}$ | √ | √ | √ | | √ |

Sumber : diolah berdasarkan informasi pada Tabel 4.13 dan Tabel 4.20

Hasil pemodelan pada regresi *survival* menunjukkan bahwa variabel umur penggugat (X_2), pendidikan penggugat (X_3), kelompok pekerjaan penggugat (X_4), umur tergugat (X_5), pendidikan tergugat (X_6), kelompok pekerjaan tergugat (X_7),

jumlah anak (X_8), dan alasan perceraian (X_9) merupakan variabel-variabel yang berpengaruh secara signifikan terhadap data waktu *survival* lama pernikahan.

Berdasarkan Tabel 4.23 menjelaskan bahwa semua estimasi parameter yang dinyatakan signifikan atau berpengaruh terhadap waktu *survival* pada regresi *survival cox proportional hazard* telah sesuai dengan analisis deskriptif data sebenarnya.

Tabel 4.23 Kesesuaian Interpretasi Parameter dengan Statistika Deskriptif

| Variabel | Regresi <i>Survival</i> | <i>Mixture Survival</i> | | | |
|------------|----------------------------|-------------------------|------------------|------------------|------------------|
| | | <i>Mixture 1</i> | <i>Mixture 2</i> | <i>Mixture 3</i> | <i>Mixture 4</i> |
| $X_{1(1)}$ | | Sesuai | | | Sesuai |
| X_2 | Sesuai | | | Sesuai | Sesuai |
| $X_{3(1)}$ | | Sesuai | Sesuai | Sesuai | |
| $X_{3(2)}$ | Sesuai | Sesuai | Sesuai | Sesuai | |
| $X_{3(3)}$ | Sesuai | Sesuai | Sesuai | | |
| $X_{4(1)}$ | Sesuai | Sesuai | Sesuai | | |
| $X_{4(2)}$ | | Tidak Sesuai | | | |
| $X_{4(3)}$ | | Sesuai | Sesuai | | |
| X_5 | Sesuai | | | | Sesuai |
| $X_{6(1)}$ | | Sesuai | Sesuai | Sesuai | Sesuai |
| $X_{6(2)}$ | Sesuai | Sesuai | Sesuai | | Sesuai |
| $X_{6(3)}$ | | Sesuai | | | |
| $X_{7(1)}$ | | Sesuai | | Sesuai | |
| $X_{7(2)}$ | Sesuai | Tidak Sesuai | | Tidak Sesuai | |
| $X_{7(3)}$ | | Sesuai | Sesuai | Sesuai | Sesuai |
| X_8 | Sesuai | Tidak Sesuai | | Tidak Sesuai | |
| $X_{9(1)}$ | | | | | |
| $X_{9(2)}$ | | | | | |
| $X_{9(3)}$ | Sesuai | | | | |
| $X_{9(4)}$ | Sesuai | Sesuai | Sesuai | | Sesuai |

Sumber : diolah berdasarkan informasi pada Sub Bab 4.1

Hasil pemodelan regresi *mixture survival* diketahui bahwa tidak semua variabel berpengaruh signifikan terhadap waktu *survival* lama pernikahan dan terdapat komponen *mixture* yang hanya dipengaruhi oleh beberapa variabel saja. Perbedaan ini menyatakan bahwa untuk setiap komponen *mixture* memiliki variabel-variabel yang mempengaruhi sesuai dengan kelompok waktu *survival*-

nya, dengan kata lain bahwa variabel-variabel yang mempengaruhi setiap komponen *mixture*-nya mampu menjelaskan faktor-faktor yang berpengaruh untuk setiap kelompok waktu *survival* lama pernikahan.

Variabel-variabel yang secara signifikan mempengaruhi model *mixture* pertama, yaitu untuk kelompok waktu *survival* lama pernikahan antara 0 – 31 tahun ialah jenis cerai (X_1), pendidikan penggugat (X_3), kelompok pekerjaan penggugat (X_4), pendidikan tergugat (X_6), kelompok pekerjaan tergugat (X_7), jumlah anak (X_8), serta alasan perceraian (X_9). Variabel-variabel yang secara signifikan mempengaruhi model *mixture* kedua, yaitu untuk kelompok waktu *survival* lama pernikahan antara 31 – 35 tahun ialah pendidikan penggugat (X_3), pekerjaan penggugat (X_4), pendidikan tergugat (X_6), pekerjaan tergugat (X_7), serta alasan perceraian (X_9). Variabel-variabel yang secara signifikan mempengaruhi model *mixture* ketiga, yaitu untuk kelompok waktu *survival* lama pernikahan antara 35 – 38 tahun ialah umur penggugat saat menikah (X_2), pendidikan penggugat (X_3), pendidikan tergugat (X_6), pekerjaan tergugat (X_7), serta jumlah anak (X_8). Dan variabel-variabel yang secara signifikan mempengaruhi model *mixture* keempat, yaitu untuk kelompok waktu *survival* lama pernikahan antara 38 – 53 tahun ialah jenis cerai (X_1), umur penggugat saat menikah (X_2), umur tergugat saat menikah (X_5), pendidikan tergugat (X_6), pekerjaan tergugat (X_7), serta alasan perceraian (X_9).

Variabel jenis cerai (X_1) secara signifikan mempengaruhi komponen *mixture* pertama dan keempat. Estimasi parameter variabel jenis cerai pada komponen *mixture* ini telah sesuai dengan analisis deskriptif data sebenarnya, dimana pasangan yang kemudian mengajukan perkara cerai gugat pada dasarnya memiliki usia pernikahan yang lebih pendek (lebih cepat bercerai) dibandingkan dengan pasangan suami istri yang kemudian mengajukan perkara cerai talak. Dalam hal ini mampu dijelaskan bahwa pengajuan gugatan perkara perceraian di PA Kabupaten Malang lebih banyak diajukan oleh istri.

Variabel umur penggugat saat menikah (X_2) secara signifikan mempengaruhi komponen *mixture* ketiga dan keempat. Estimasi parameter variabel umur penggugat saat menikah pada komponen *mixture* ini telah sesuai dengan analisis deskriptif data sebenarnya, dimana setiap penambahan satu satuan umur

penggugat saat menikah akan menaikkan resiko perceraian. Hal ini terlihat pada rentang usia 12 – 20 tahun.

Variabel pendidikan penggugat (X_3) secara signifikan mempengaruhi komponen *mixture* pertama, kedua, dan ketiga. Estimasi parameter variabel pendidikan penggugat pada komponen *mixture* ini telah sesuai dengan analisis deskriptif data sebenarnya, dimana pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan penggugat baik pada kategori 1 (tidak sekolah hingga SD/ sederajat), kategori 2 (SMP/ sederajat), maupun kategori 3 (SMA/ sederajat) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai bila dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan Perguruan Tinggi.

Variabel kelompok pekerjaan penggugat (X_4) secara signifikan mempengaruhi komponen *mixture* pertama dan kedua. Estimasi parameter variabel kelompok pekerjaan penggugat pada komponen *mixture* ini telah sesuai dengan analisis deskriptif data sebenarnya, kecuali untuk kategori 2 (tenaga kerja terampil) dimana terdapat perbedaan interpretasi yang menjelaskan kategorik tersebut. Untuk kategorik 1 dan 3 mampu menjelaskan bahwa pasangan suami istri dengan pekerjaan penggugat adalah tenaga tidak terlatih dan semi profesional akan memiliki resiko lebih cepat bercerai dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan pekerjaan penggugat adalah profesional.

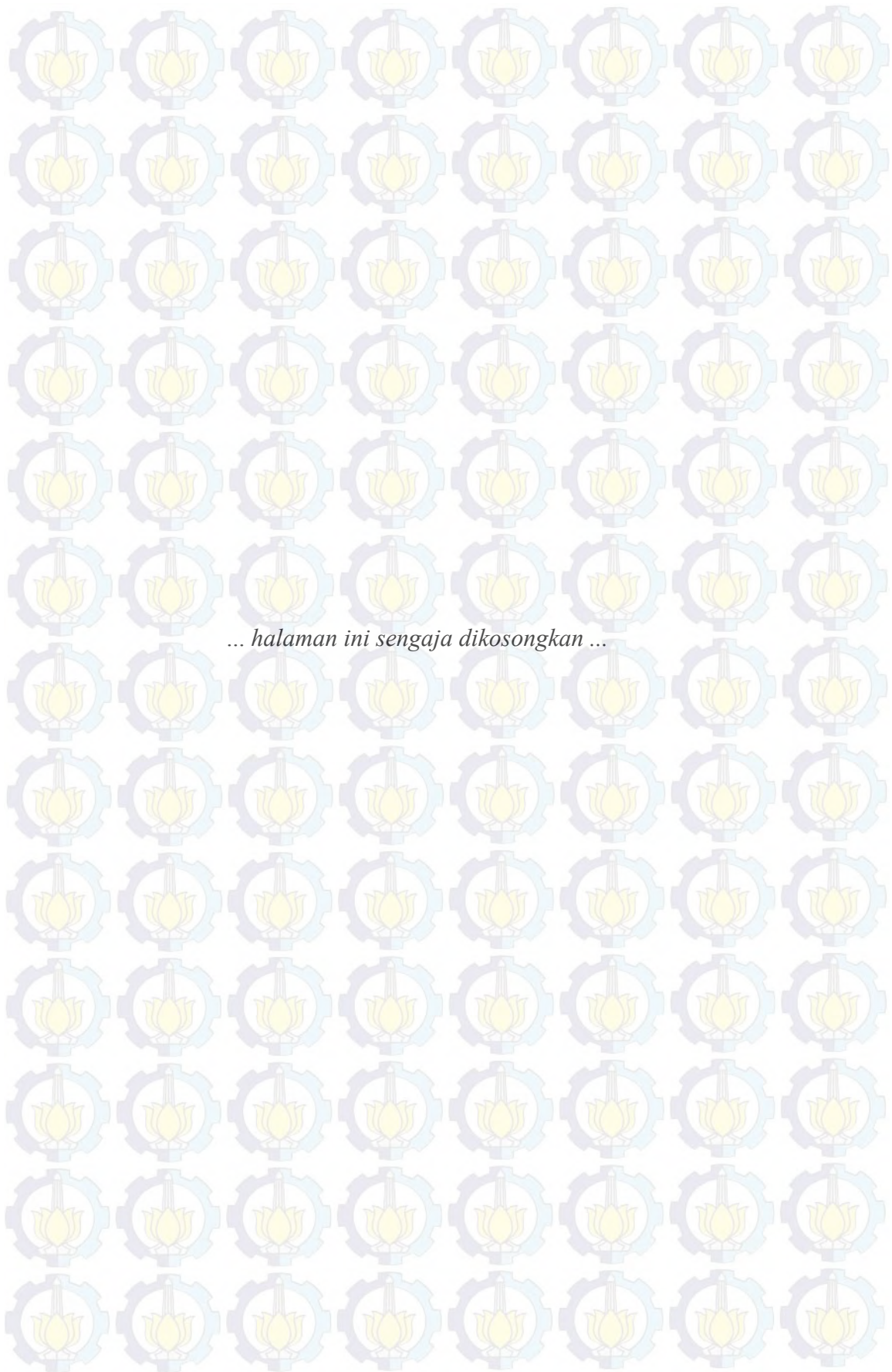
Variabel umur tergugat saat menikah (X_5) secara signifikan mempengaruhi komponen *mixture* keempat. Estimasi parameter variabel umur tergugat saat menikah pada komponen *mixture* ini telah sesuai dengan analisis deskriptif data sebenarnya, dimana setiap penambahan satu satuan umur tergugat saat menikah akan menaikkan resiko perceraian. Hal ini terlihat pada rentang usia 12 – 20 tahun.

Variabel pendidikan tergugat (X_6) secara signifikan mempengaruhi semua komponen *mixture*. Estimasi parameter variabel pendidikan tergugat pada komponen *mixture* ini telah sesuai dengan analisis deskriptif data sebenarnya, dimana pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan penggugat baik pada kategori 1 (tidak sekolah hingga SD/ sederajat), kategori 2 (SMP/ sederajat), maupun kategori 3 (SMA/ sederajat) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai bila dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan tingkat pendidikan Perguruan Tinggi.

Variabel kelompok pekerjaan tergugat (X_7) secara signifikan mempengaruhi semua komponen *mixture*. Estimasi parameter variabel kelompok pekerjaan tergugat pada komponen *mixture* ini telah sesuai dengan analisis deskriptif data sebenarnya, kecuali untuk kategori 2 (tenaga kerja terampil) dimana terdapat perbedaan interpretasi yang menjelaskan kategorik tersebut. Untuk kategorik 1 dan 3 mampu menjelaskan bahwa pasangan suami istri dengan pekerjaan tergugat adalah tenaga tidak terlatih dan semi profesional akan memiliki resiko lebih cepat bercerai dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan pekerjaan tergugat adalah profesional.

Variabel jumlah anak (X_8) secara signifikan mempengaruhi komponen *mixture* pertama dan keempat. Estimasi parameter variabel umur tergugat saat menikah pada komponen *mixture* ini tidak sesuai dengan analisis deskriptif data sebenarnya, dimana estimasi ini menyatakan bahwa setiap penambahan satu satuan jumlah anak akan menaikkan resiko perceraian.

Variabel alasan perceraian (X_9) secara signifikan mempengaruhi komponen *mixture* pertama, kedua, dan keempat. Estimasi parameter variabel pendidikan tergugat pada komponen *mixture* ini telah sesuai dengan analisis deskriptif data sebenarnya, dimana pasangan suami istri dengan permasalahan rumah tangga berupa kategori 4 (cacat biologis) akan memiliki resiko lebih cepat bercerai dibandingkan dengan pasangan suami istri dengan permasalahan rumah tangga berupa penganiayaan.



DAFTAR PUSTAKA

- Ahmad, S., 2002. *Analysis of Muslim Marriages Using Survival Data-a Case Study*, Selangor: University Putra Malaysia.
- Aksioma, D. F., 2011. *Model Spasial Survival dengan Pendekatan Bayesian (Studi Kasus pada Kejadian HIV/AIDS di Provinsi Jawa Timur)*, Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Ando, T., Imoto, S. & Miyano, S., 2004. Kernel Mixture Survival Models for Identifying Cancer Subtypes, Predicting Patient's Cancer Types and Survival Probabilities. *Genome Informatics*, 15(2), pp. 201-210.
- Ata, N. & Sozer, M. T., 2007. Cox Regression Models with Nonproportional Hazard Applied to Lung Cancer Survival Data. *Hacettepe Journal of Mathematics and Statistics*, 36(2), pp. 157-167.
- Bernardo, J. M. & Giron, F. J., 1988. A Bayesian Analysis of Simple Mixture Problem. *Bayesian Statistic*, Volume 3, pp. 67-68.
- Box, G. E. & Tiao, G. C., 1973. *Bayesian Inference in Statistical Alaysis*. London: Addison-Wisley.
- Carlin, B. P. & Chib, S., 1995. Bayesian Model Choice via Markov Chain Monte Carlo Methods. *Journal of The Royal Statistical Society*, 57(3), pp. 473-484.
- Casella, G. & George, E. I., 1992. Explaining Gibbs Sampler. *The America Statistical Association*, 46(3), pp. 167-174.
- Collet, D., 2003. *Modelling Survival Data in Medical Research*. London: Chapman and Hall.
- Cox, D., 1972. Regression Models and Life-Tables. *Journal of The Royal Statostical Society*, 34(2), pp. 187-220.
- Fithriasari, K., Iriawan, N., Ulama, B. S. S. & Sutikno, 2014. *Pengembangan Disagregasi Data Curah Hujan dengan Pendekatan Model Bayesian Mixture of Multi-Output Neural Network*, Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember.

- Fox, J., 2002. *Cox Proportional-Hazard Regression for Survival Data*. [Online] Available at: <http://cran.r-project.org/doc/contrib/Fox-Companion/appendix-cox-regression.pdf> [Diakses 6 Desember 2014].
- Gamerman, D., 1997. *Markov Chain Monte Carlo*. London: Chapman & Hall.
- Gelman, A., Carlin, J. B., Stern, H. S. & Rubin, D. B., 2004. *Bayesian Data Analysis*. 2nd ed. London: Chapman and Hall.
- Geman, S. & Geman, D., 1984. Stochastic Relaxation, Gibbs Sampler, and The Bayesian Restoration of Images. *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence*, 6(6), pp. 721-741.
- Green, P. J., 1995. Reversible Jump Markov Chain Monte Carlo Computation and Bayesian Model Determination. *Biometrika*, 82(4), pp. 711-732.
- Hariyanto, S., 2009. *Model Mixture Survival pada Kasus Lama Mencari Kerja di Pulau Jawa Tahun 2007*, Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Hasyim, M., 2012. *Model Mixture Survival Spasial dengan Frailty Berdistribusi Conditionally Autoregressive (CAR) pada Kasus Kejadian Demam Berdarah Dengue (DBD) di Kabupaten Pamekasan*, Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Hidayati, L. K., 2012. *Pengelompokan Kabupaten/Kota di Jawa Timur Berdasarkan Faktor-Faktor Penyebab Perceraian Tahun 2010*, Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Hosmer, D. W., Lemeshow, S. & May, S., 2008. *Applied Survival Analysis: Regression Modelling of Time to Event Data*. 2nd ed. New York: John Wiley and Sons. Inc..
- Iriawan, N., 2000. *Computationally Intensive Approaches to Inference in Neo-Normal Linier Models*, Australia: CUT.
- Iriawan, N., 2000. Pemilihan Model Menggunakan Struktur Perkalian Distribusi. *KAPPA: Jurnal Sains*, pp. 37-44.
- Iriawan, N., 2001. *Studi Tentang Bayesian Mixture Normal dengan Menggunakan Metode MCMC*, Surabaya: Lemlit ITS.
- Iriawan, N., 2003. *Teknik Simulasi*. Surabaya: s.n.

Kass, R. E. & Raftery, A. E., 1995. Bayes Factor. *Journal of the American Statistical Association*, 90(430), pp. 773-795.

Khan, Y. & Khan, A. A., 2013. Bayesian Survival Analysis of Regression Model Using Weibull. *International Journal of Innovative Research in Science, Engineering and Technology*, 2(12).

King, R., Morgan, B., Gienenez, O. & Brooks, S., 2010. *Bayesian Analysis for Population Ecology*. USA: Chapman&Hall.

Kleinbaum, D. G. & Klein, M., 2005. *Survival Analysis: A Self Learning*. 3rd ed. New York: Springer.

Koop, G., 2003. *Bayesian Econometrics*. England: John Wiley&Sons.

Law, A. M. & Kelton, W. D., 2000. *Simulation Modeling and Analysis*. 3rd ed. New York: McGraw-Hill.

Lawless, J. F., 2002. *Statistical Models and Methods for Lifetime Data*. 2nd ed. New York: John Wiley and Sons. Inc..

Le, C. T., 1997. *Applied Survival Analysis*. New York: John Wiley and Sons. Inc..

Lee, E. T. & Wang, J. W., 2003. *Statistical Methods for Survival Data Analysis*. 3rd ed. New York: John Wiley and Sons, Inc..

Listiana, I., 2014. *Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Terjadinya Perceraian di Kabupaten Nganjuk Tahun 2010-2012 dengan Menggunakan Metode Regresi Logistik Biner*, Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember .

Li, Y. & Ryan, L., 2002. Modelling Spatial Survival Data Using Semiparametric Frailty Models. *Biometrics*, Volume 58, pp. 287-297.

Marin, J. M., Mengersen, K. & Robert, C. P., 2001. Bayesian Modelling and Inderence on Mixture of Distribution. *Handbook of Statistics*, 25(50).

McCulloch, C. E. & Searle, S. R., 2000. *Generalized, Linear, and Mixed Models*. New York: John Willey and Sons, Inc..

McLachlan, G. & Peel, D., 2000. *Finite Mixture Models*. New York: John Wiley and Sons, Inc..

Mukid, M. A. & Wilandari, Y., 2012. Identifikasi Pola Distribusi Curah Hujan Maksimum dan Pendugaan Parameternya Menggunakan Metode Bayesian Markov Chain Monte Carlo. *Media Statistika*, 5(2), pp. 63-74.

- Muthen, B. & Masyn, K., 2005. Discrete-Time Survival Mixture Analysis. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 30(1), pp. 27-58.
- Patty, L. C., 2009. *Analisis Survival untuk Mengetahui Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Kegagalan Pencapaian Standar Ketuntasan Minimal pada Siswa SMP*, Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Preatin, 2010. *Analisis Survival dengan Pendekatan Bayesian untuk Memodelkan Ketahanan Program KB pada Individu Ibu di Indonesia tahun 2007*, Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Rahayu, P., 2003. *Regresi Survival Hazard Proportional Cox sebagai Metode Alternatif bagi Regresi Logistik Biner dalam Mengidentifikasi Faktor Resiko (Studi Kasus: Kematian Penderita Penyakit Jantung Koroner di RSUD Dr. Sutomo Surabaya)*, Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Rahim, A., 2006. *Pemodelan Regresi Hazard Proportional Coz untuk Memprediksi Laju Kebangkrutan Perusahaan*, Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Retnowati, A., 2009. *Bias pada Penaksir Parameter Model Regresi Cox dan Regresi Logistik (Pemodelan Waktu Survival Lama Studi Mahasiswa Pascasarjana ITS)*, Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Richardson, S. & Green, P. J., 1997. On Bayesian Analysis of Mixture with an Unknown Number of Components. *Journal of the Royal Statistical Society*, 59(4), pp. 731-792.
- Saebani, B. A., 2001. *Fiqh Munakahat jilid 2*. Bandung: CV. Pustaka Setia.
- Sawyer, S., 2004. *A Bayesian Proportional-Hazard Model in Survival Analysis*. [Online]
Available at: <http://www.math.wustl.edu/~sawyer/hmhandouts/kalbflt.pdf>
[Diakses 21 Desember 2014].
- Silverman, B., 1986. *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. London: Chapman and Hall.
- Stephens, M., 2000. Bayesian Analysis of Mixture Models with an Unknown Number of Components-an Alternative to Reversible Jump Methods. *The Annals of Statistics*, 28(1), pp. 40-74.

Suharjo, B., 2003. *Implementasi Bayesian Markov Chain Monte Carlo Pada Distribusi Mixture Normal*, Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember.

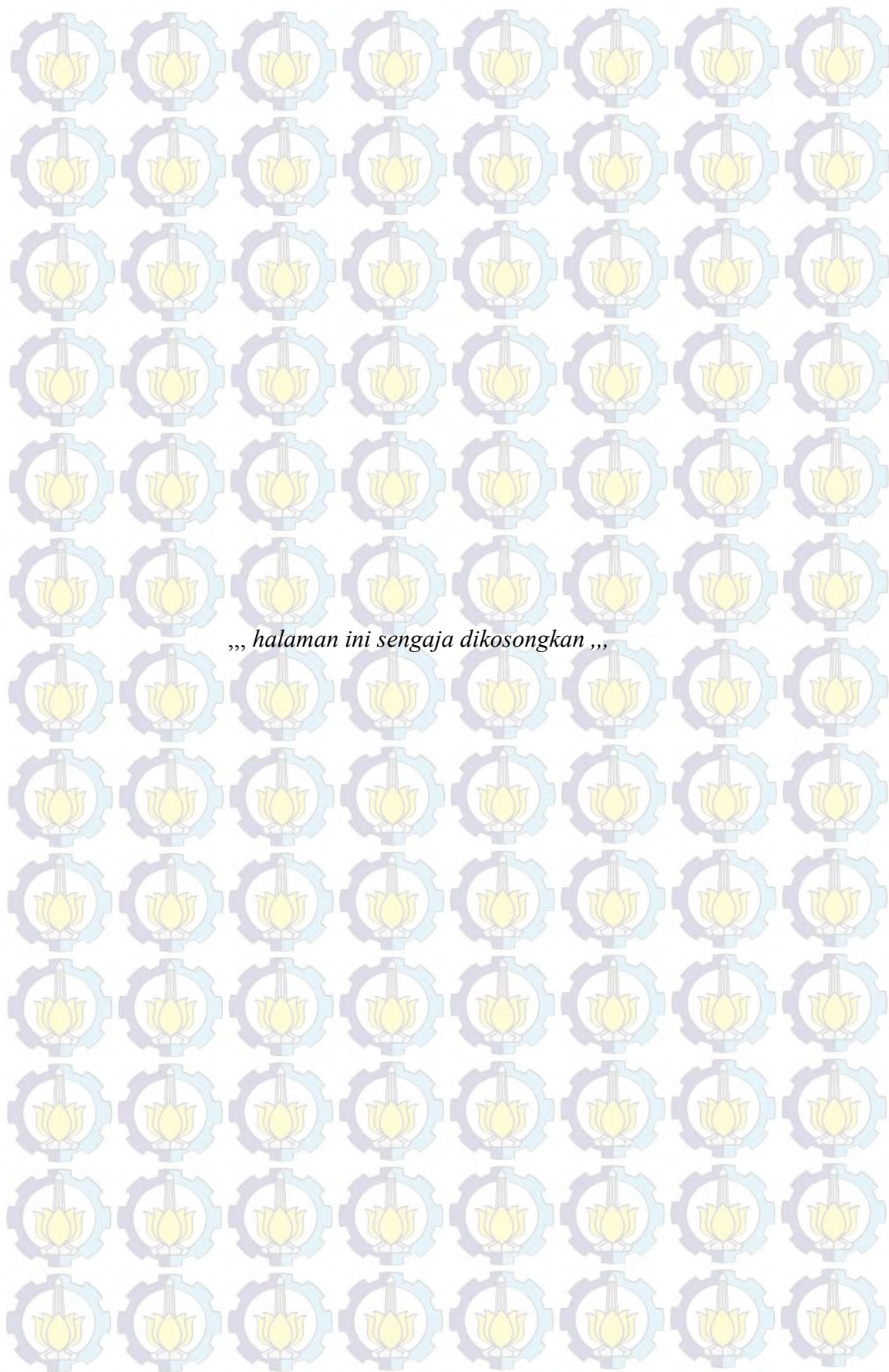
Vazquez, J., 2011. *Using Survival Analysis Methods to Santa Barbara Country Divorce*, San Luis Obispo: California Polytechnic State University.

Vittinghoff, E., Glidden, D. V., Shiboski, S. C. & McCulloch, C. E., 2005. *Regression Methods in Biostatistics: Linear, Logistic, Survival, and Repeated Measures Models*. New York: Springer.

Wati, D. M., 2006. *Analisis Bayesian MCMC Pada Pemodelan Mixture Normal Dengan Banyak Komponen Tidak Diketahui (Studi Kasus: Tingkat Inflasi di Indonesia)*, Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember.

Widagdo, S., 2012. *Kamus Hukum*. Jakarta: Prestasi Pustaka.

Zellner, A., 1971. *An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics*. New York: John Wiley and Sons Inc..



BAB 5

KESIMPULAN DAN SARAN

Pada Bab ini disimpulkan mengenai hasil dan pembahasan yang telah dijelaskan pada Bab sebelumnya dan untuk menjawab rumusan masalah pada Bab pertama serta memberikan saran yang membangun untuk manfaatnya penelitian ini maupun sebagai acuan untuk penelitian selanjutnya.

5.1 Kesimpulan

Berdasarkan hasil penelitian ini, diperoleh kesimpulan pemodelan *mixture* regresi *survival* dengan metode *cox proportional hazard* sebagai berikut:

1. Model regresi *cox proportional hazard* menunjukkan bahwa faktor-faktor yang mempengaruhi lama pernikahan para pihak yang mendaftarkan perceraian di PA Kabupaten Malang tahun 2014 adalah umur penggugat, pendidikan penggugat, kelompok pekerjaan penggugat, umur tergugat, pendidikan tergugat, kelompok pekerjaan tergugat, jumlah anak dan, alasan perceraian. Dengan model regresi *cox proportional hazard* sebagai berikut:

$$\begin{aligned}\hat{h}(t) \propto \exp(&0,037X_{2i} - 0,059X_{3(1)i} + 0,234X_{3(2)i} + 0,237X_{3(3)i} + \\ &0,159X_{4(1)i} + 0,053X_{4(2)i} - 0,047X_{4(3)i} + 0,011X_{5i} + 0,002X_{6(1)i} + \\ &0,389X_{6(2)i} + 0,113X_{6(3)i} - 0,087X_{7(1)i} - 0,072X_{7(2)i} + 0,030X_{7(3)i} - \\ &0,179X_{8i} + 0,218X_{9(1)i} - 0,259X_{9(2)i} + 0,253X_{9(3)i} + 0,103X_{9(4)i})\end{aligned}$$

2. Model *mixture* regresi *survival* yang dibentuk berdasarkan informasi regresi *cox proportional hazard* dengan algoritma RJMCMC sebagai penentu jumlah komponen penyusun *mixture*, terbentuk 4 komponen *mixture* dengan faktor-faktor yang mempengaruhi lama pernikahan para pihak yang mendaftarkan perceraian di PA Kabupaten Malang tahun 2014 berbeda-beda sesuai dengan komponen *mixture*-nya.

- 1) Komponen *mixture* pertama dengan proporsi sebesar 0,9845 terdiri atas kasus perceraian dengan lama pernikahan antara 0 sampai 31 tahun.

Variabel-variabel yang secara signifikan mempengaruhi model *mixture* pertama ialah jenis cerai (X_1), pendidikan penggugat (X_3), kelompok pekerjaan penggugat (X_4), pendidikan tergugat (X_6), kelompok pekerjaan tergugat (X_7), jumlah anak (X_8), serta variabel *dummy* kategori 4 pada variabel alasan perceraian (X_9).

- 2) Komponen *mixture* kedua dengan proporsi sebesar 0,0083 terdiri atas kasus perceraian dengan lama pernikahan antara 31 sampai 35 tahun.

Variabel-variabel yang secara signifikan mempengaruhi model *mixture* kedua ialah pendidikan penggugat (X_3), variabel *dummy* kategori 1 dan 3 pada variabel pekerjaan penggugat (X_4), variabel *dummy* kategori 1 dan 2 pada variabel pendidikan tergugat (X_6), variabel *dummy* kategori 3 pada variabel pekerjaan tergugat (X_7), serta variabel *dummy* kategori 4 pada variabel alasan perceraian (X_9).

- 3) Komponen *mixture* ketiga dengan proporsi sebesar 0,0042 terdiri atas kasus perceraian dengan lama pernikahan antara 35 sampai 38 tahun.

Variabel-variabel yang secara signifikan mempengaruhi model *mixture* ketiga ialah umur penggugat saat menikah (X_2), variabel *dummy* kategori 1 dan 2 pada variabel pendidikan penggugat (X_3), variabel *dummy* kategori 1 pada variabel pendidikan tergugat (X_6), pekerjaan tergugat (X_7), serta jumlah anak (X_8).

- 4) Komponen *mixture* keempat dengan proporsi sebesar 0,003 terdiri atas kasus perceraian dengan lama pernikahan antara 38 sampai 53 tahun.

Variabel-variabel yang secara signifikan mempengaruhi model *mixture* keempat ialah jenis cerai (X_1), umur penggugat saat menikah (X_2), umur tergugat saat menikah (X_5), variabel *dummy* kategori 1 dan 2 pada variabel pendidikan tergugat (X_6), variabel *dummy* kategori 3 pada variabel pekerjaan tergugat (X_7), serta variabel *dummy* kategori 4 pada variabel alasan perceraian (X_9).

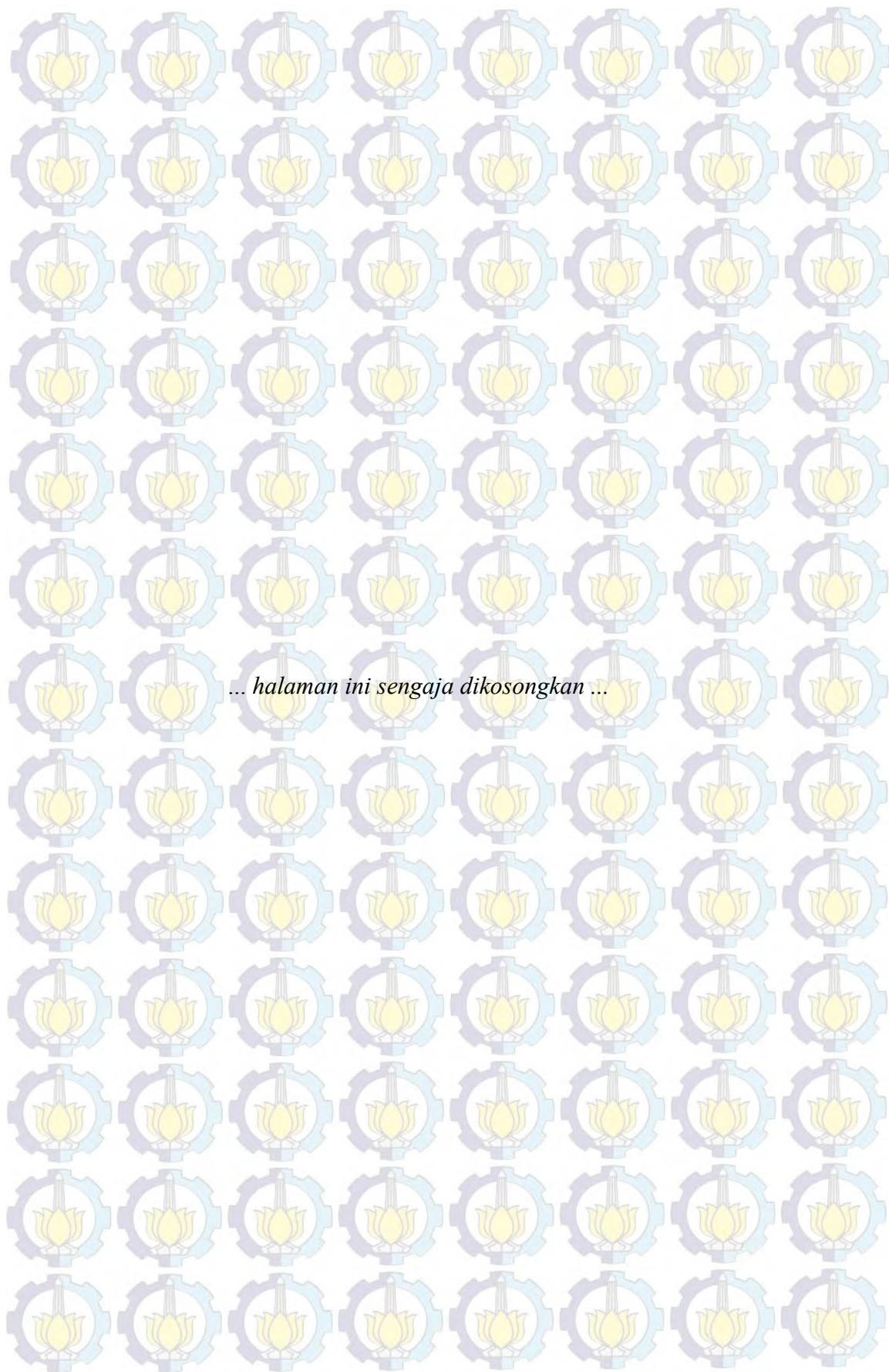
Kemudian dibentuk model *mixture survival* sebagai berikut:

$$h(t, \mathbf{x}) \propto 0,9845\{\exp(0,078X_1 + 0,465X_{3(1)} + 0,406X_{3(2)} + 0,418X_{3(3)} + 0,108X_{4(1)} + 0,137X_{4(2)} + 0,128X_{4(3)} + 0,808X_{6(1)} + 0,819X_{6(2)} + 0,846X_{6(3)} + 0,029X_{7(1)} + 0,043X_{7(2)} + 0,032X_{7(3)} + 0,077X_8 - 0,012X_{9(1)} + 0,062X_{9(2)} + 0,016X_{9(3)} + 0,015X_{9(4)})\} + 0,0083\{\exp(15,45X_{3(1)} + 11,31X_{3(2)} + 15,39X_{3(3)} + 2,524X_{4(1)} - 3,208X_{4(2)} + 2,612X_{4(3)} + 9,926X_{6(1)} + 17,34X_{6(2)} - 0,512X_{6(3)} - 21,29X_{7(1)} + 0,819X_{7(2)} + 12,2X_{7(3)} + 3,093X_{9(1)} + 11,88X_{9(2)} - 0,096X_{9(3)} + 6,32X_{9(4)})\} + 0,0042\{\exp(-867,6X_2 + 21,02X_{3(1)} + 27,92X_{3(2)} - 6,423X_{3(3)} + 3,97X_{6(1)} - 9,362X_{6(2)} + 6,088X_{6(3)} + 16,6X_{7(1)} + 6,765X_{7(2)} + 4,385X_{7(3)} + 2,093X_8)\} + 0,0030\{\exp(33,73X_1 + 3,115X_2 - 910,6X_5 + 37,18X_{6(1)} + 68,08X_{6(2)} - 1,238X_{6(3)} - 20,63X_{7(1)} - 6,104X_{7(2)} + 190,2X_{7(3)} - 6,394X_{9(1)} + 8,716X_{9(2)} - 7,372X_{9(3)} + 11,01X_{9(4)})\}$$

5.2 Saran

Saran yang dapat diberikan berdasarkan penelitian ini antara lain sebagai berikut:

1. Penelitian selanjutnya, dapat ditambahkan efek spasial yaitu berdasarkan tempat tinggal para pihak yang bercerai, sehingga dapat diketahui apakah lokasi sosial masyarakat juga memberikan pengaruh kepada usia pernikahan.
2. Penelitian selanjutnya, dapat digunakan distribusi yang berbeda untuk setiap komponen pada model *mixture*.
3. Penelitian selanjutnya, dapat ditambahkan *syntax* pada pemrograman RJMCMC agar mampu melaporkan indeks dalam penentuan komponen *mixture*.
4. Perlu dilakukan pengembangan dalam metode *Reversible Jump Markov Chain Monte Carlo* untuk distribusi selain distribusi Normal dan Log Normal.
5. Analisis *mixture survival* dapat dikembangkan dengan menggunakan pendekatan lain seperti, *non proportional hazard*, model *accelerated failure time* (AFT), model *cure*, model *frailty* atau model lain yang diharapkan dapat menambah cakupan penelitian selanjutnya.



LAMPIRAN

Lampiran 1. Deskriptif Statistik

1. Deskriptif statistik lama pernikahan (T)

lama_nikah

| | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|------------------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Valid < 72 bulan | 2787 | 40,1 | 40,1 | 40,1 |
| 72 - 180 bulan | 2537 | 36,5 | 36,5 | 76,7 |
| 192 - 300 bulan | 1287 | 18,5 | 18,5 | 95,2 |
| 312 - 420 bulan | 294 | 4,2 | 4,2 | 99,4 |
| 432 - 540 bulan | 35 | ,5 | ,5 | 99,9 |
| > 540 bulan | 5 | ,1 | ,1 | 100,0 |
| Total | 6945 | 100,0 | 100,0 | |

2. Deskriptif statistik jenis cerai (X_1)

JnsCerai_X1

| | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|-------------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Valid Gugat | 4592 | 66,1 | 66,1 | 66,1 |
| Talak | 2353 | 33,9 | 33,9 | 100,0 |
| Total | 6945 | 100,0 | 100,0 | |

3. Deskriptif statistik umur penggugat (X_2)

U_Peng

| | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|------------------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Valid < 12 tahun | 5 | ,1 | ,1 | ,1 |
| 12 - 25 tahun | 5181 | 74,6 | 74,6 | 74,7 |
| 26 - 45 tahun | 1628 | 23,4 | 23,4 | 98,1 |
| 46 - 65 tahun | 123 | 1,8 | 1,8 | 99,9 |
| > 65 tahun | 8 | ,1 | ,1 | 100,0 |
| Total | 6945 | 100,0 | 100,0 | |

4. Deskriptif statistik pendidikan penggugat (X_3)

X3_PendP

| | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|-----------------------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Valid TS-SD/Sederajat | 2825 | 40,7 | 40,7 | 40,7 |
| SMP/Sederajat | 2236 | 32,2 | 32,2 | 72,9 |
| SMA/Sederajat | 1564 | 22,5 | 22,5 | 95,4 |
| PT | 320 | 4,6 | 4,6 | 100,0 |
| Total | 6945 | 100,0 | 100,0 | |

5. Deskriptif statistik pekerjaan penggugat (X_4)

X4_PekP

| | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|-----------------------------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Valid Tenaga Tidak Terlatih | 575 | 8,3 | 8,3 | 8,3 |
| Tenaga Kerja Terampil | 2854 | 41,1 | 41,1 | 49,4 |
| Semi Profesional | 266 | 3,8 | 3,8 | 53,2 |
| Profesional | 3250 | 46,8 | 46,8 | 100,0 |
| Total | 6945 | 100,0 | 100,0 | |

6. Deskriptif statistik umur tergugat (X_5)

U_Ter

| | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|------------------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Valid < 12 tahun | 2 | ,0 | ,0 | ,0 |
| 12 - 25 tahun | 4546 | 65,5 | 65,5 | 65,5 |
| 26 - 45 tahun | 2227 | 32,1 | 32,1 | 97,6 |
| 46-65 tahun | 166 | 2,4 | 2,4 | 99,9 |
| > 65 tahun | 4 | ,1 | ,1 | 100,0 |
| Total | 6945 | 100,0 | 100,0 | |

7. Deskriptif statistik pendidikan tergugat (X_6)

X6_PendT

| | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|-----------------------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Valid TS-SD/Sederajat | 4324 | 62,3 | 62,3 | 62,3 |
| SMP/Sederajat | 785 | 11,3 | 11,3 | 73,6 |
| SMA/Sederajat | 1562 | 22,5 | 22,5 | 96,1 |
| PT | 274 | 3,9 | 3,9 | 100,0 |
| Total | 6945 | 100,0 | 100,0 | |

8. Deskriptif statistik pekerjaan tergugat (X_7)

X7_PekT

| | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|-----------------------------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Valid Tenaga Tidak Terlatih | 1478 | 21,3 | 21,3 | 21,3 |
| Tenaga Kerja Terampil | 2009 | 28,9 | 28,9 | 50,2 |
| Semi Profesional | 343 | 4,9 | 4,9 | 55,1 |
| Profesional | 3115 | 44,9 | 44,9 | 100,0 |
| Total | 6945 | 100,0 | 100,0 | |

9. Deskriptif statistik jumlah anak (X_8)

Anak_X8

| | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|---------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Valid 0 | 2897 | 41,7 | 41,7 | 41,7 |
| 1 | 2620 | 37,7 | 37,7 | 79,4 |
| 2 | 1056 | 15,2 | 15,2 | 94,6 |
| 3 | 311 | 4,5 | 4,5 | 99,1 |
| 4 | 47 | ,7 | ,7 | 99,8 |
| 5 | 13 | ,2 | ,2 | 100,0 |
| 7 | 1 | ,0 | ,0 | 100,0 |
| Total | 6945 | 100,0 | 100,0 | |

10. Deskriptif statistik alasan perceraian (X_9)

X9_Alasan

| | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|-----------------------------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Valid Tak Bertanggung Jawab | 26 | ,4 | ,4 | ,4 |
| Berselisih | 49 | ,7 | ,7 | 1,1 |
| Moral | 152 | 2,2 | 2,2 | 3,3 |
| Cacat | 3132 | 45,1 | 45,1 | 48,4 |
| Aniaya | 3586 | 51,6 | 51,6 | 100,0 |
| Total | 6945 | 100,0 | 100,0 | |

Lampiran 2. Cross Tabulation Waktu Survival dengan Variabel Prediktor

1. Cross tabulation waktu survival dengan jenis cerai (X_1)

lama_nikah * X1_JnsCeraai Crosstabulation

| | | | X1_JnsCeraai | | Total |
|------------|-----------------|-----------------------|--------------|--------|--------|
| | | | Gugat | Talak | |
| lama_nikah | < 72 bulan | Count | 1742 | 1045 | 2787 |
| | | % within X1_JnsCeraai | 37,9% | 44,4% | 40,1% |
| | 72 - 180 bulan | Count | 1744 | 793 | 2537 |
| | | % within X1_JnsCeraai | 38,0% | 33,7% | 36,5% |
| | 192-300 bulan | Count | 883 | 404 | 1287 |
| | | % within X1_JnsCeraai | 19,2% | 17,2% | 18,5% |
| | 312 - 420 bulan | Count | 201 | 93 | 294 |
| | | % within X1_JnsCeraai | 4,4% | 4,0% | 4,2% |
| | 432 - 540 bulan | Count | 19 | 16 | 35 |
| | | % within X1_JnsCeraai | 0,4% | 0,7% | 0,5% |
| | > 540 bulan | Count | 3 | 2 | 5 |
| | | % within X1_JnsCeraai | 0,1% | 0,1% | 0,1% |
| | Total | Count | 4592 | 2353 | 6945 |
| | | % within X1_JnsCeraai | 100,0% | 100,0% | 100,0% |

2. Cross tabulation waktu survival dengan umur penggugat (X_2)

lama_nikah * X2_katUmurP Crosstabulation

| | | | X2_katUmurP | | | | | Total |
|------------|-----------------|----------------------|-------------|---------------|---------------|---------------|------------|--------|
| | | | < 12 Tahun | 12 - 25 Tahun | 26 - 45 Tahun | 46 - 65 Tahun | > 65 Tahun | |
| lama_nikah | < 72 bulan | Count | 0 | 1805 | 874 | 101 | 7 | 2787 |
| | | % within X2_katUmurP | 0,0% | 34,8% | 53,7% | 82,1% | 87,5% | 40,1% |
| | 72 - 180 bulan | Count | 0 | 1963 | 552 | 21 | 1 | 2537 |
| | | % within X2_katUmurP | 0,0% | 37,9% | 33,9% | 17,1% | 12,5% | 36,5% |
| | 192-300 bulan | Count | 1 | 1116 | 169 | 1 | 0 | 1287 |
| | | % within X2_katUmurP | 20,0% | 21,5% | 10,4% | 0,8% | 0,0% | 18,5% |
| | 312 - 420 bulan | Count | 3 | 262 | 29 | 0 | 0 | 294 |
| | | % within X2_katUmurP | 60,0% | 5,1% | 1,8% | 0,0% | 0,0% | 4,2% |
| | 432 - 540 bulan | Count | 1 | 31 | 3 | 0 | 0 | 35 |
| | | % within X2_katUmurP | 20,0% | 0,6% | 0,2% | 0,0% | 0,0% | 0,5% |
| | > 540 bulan | Count | 0 | 4 | 1 | 0 | 0 | 5 |
| | | % within X2_katUmurP | 0,0% | 0,1% | 0,1% | 0,0% | 0,0% | 0,1% |
| | Total | Count | 5 | 5181 | 1628 | 123 | 8 | 6945 |
| | | % within X2_katUmurP | 100,0% | 100,0% | 100,0% | 100,0% | 100,0% | 100,0% |

3. *Cross tabulation waktu survival dengan pendidikan penggugat (X_3)*

| lama_nikah * X3_PendP Crosstabulation | | | X3_PendP | | | | Total |
|---------------------------------------|-----------|-------------------|---------------------|-------------------|-------------------|--------|--------|
| | | | TS-SD/ Sederajat | SMP/ Sederajat | SMA/ Sederajat | PT | |
| lama_nikah | < 72 | Count | 960 | 971 | 719 | 137 | 2787 |
| | bulan | % within X3_PendP | 34,0% | 43,4% | 46,0% | 42,8% | 40,1% |
| | 72 - 180 | Count | 988 | 853 | 572 | 124 | 2537 |
| | bulan | % within X3_PendP | 35,0% | 38,1% | 36,6% | 38,8% | 36,5% |
| | 192-300 | Count | 658 | 344 | 234 | 51 | 1287 |
| | bulan | % within X3_PendP | 23,3% | 15,4% | 15,0% | 15,9% | 18,5% |
| | 312 - 420 | Count | 189 | 60 | 38 | 7 | 294 |
| | bulan | % within X3_PendP | 6,7% | 2,7% | 2,4% | 2,2% | 4,2% |
| | 432 - 540 | Count | 27 | 7 | 1 | 0 | 35 |
| | bulan | % within X3_PendP | 1,0% | 0,3% | 0,1% | 0,0% | 0,5% |
| | > 540 | Count | 3 | 1 | 0 | 1 | 5 |
| | bulan | % within X3_PendP | 0,1% | 0,0% | 0,0% | 0,3% | 0,1% |
| | Total | Count | 2825 | 2236 | 1564 | 320 | 6945 |
| | | % within X3_PendP | 100,0% | 100,0% | 100,0% | 100,0% | 100,0% |

4. *Cross tabulation waktu survival dengan pekerjaan penggugat (X_4)*

| lama_nikah * X4_PekP Crosstabulation | | | X4_PekP | | | | Total |
|--------------------------------------|-----------|------------------|-----------------------------|-----------------------------|---------------------|-------------|--------|
| | | | Tenaga Tidak Terlatih | Tenaga Kerja Terampil | Semi Profesional | Profesional | |
| lama_nikah | < 72 | Count | 272 | 1159 | 102 | 1254 | 2787 |
| | bulan | % within X4_PekP | 47,3% | 40,6% | 38,3% | 38,6% | 40,1% |
| | 72 - 180 | Count | 204 | 1064 | 100 | 1169 | 2537 |
| | bulan | % within X4_PekP | 35,5% | 37,3% | 37,6% | 36,0% | 36,5% |
| | 192-300 | Count | 80 | 503 | 51 | 653 | 1287 |
| | bulan | % within X4_PekP | 13,9% | 17,6% | 19,2% | 20,1% | 18,5% |
| | 312 - 420 | Count | 19 | 118 | 9 | 148 | 294 |
| | bulan | % within X4_PekP | 3,3% | 4,1% | 3,4% | 4,6% | 4,2% |
| | 432 - 540 | Count | 0 | 8 | 4 | 23 | 35 |
| | bulan | % within X4_PekP | 0,0% | 0,3% | 1,5% | 0,7% | 0,5% |
| | > 540 | Count | 0 | 2 | 0 | 3 | 5 |
| | bulan | % within X4_PekP | 0,0% | 0,1% | 0,0% | 0,1% | 0,1% |
| | Total | Count | 575 | 2854 | 266 | 3250 | 6945 |
| | | % within X4_PekP | 100,0% | 100,0% | 100,0% | 100,0% | 100,0% |

5. *Cross tabulation waktu survival dengan umur tergugat (X_5)*

lama_nikah * X5_katUmurT Crosstabulation

| | | X5_katUmurT | | | | | Total | |
|------------|-----------------------|-------------------------|------------------|------------------|------------------|---------------|------------|--------|
| | | < 12 Tahun | 12 - 25 Tahun | 26 - 45 Tahun | 46 - 65 Tahun | > 65 Tahun | | |
| lama_nikah | < 72 bulan | Count | 0 | 1584 | 1077 | 123 | 3 | 2787 |
| | | % within X5_katUmurT | 0,0% | 34,8% | 48,4% | 74,1% | 75,0% | 40,1% |
| | 72 - 180 bulan | Count | 0 | 1706 | 799 | 31 | 1 | 2537 |
| | | % within X5_katUmurT | 0,0% | 37,5% | 35,9% | 18,7% | 25,0% | 36,5% |
| | 192- 300 bulan | Count | 1 | 978 | 296 | 12 | 0 | 1287 |
| | | % within X5_katUmurT | 50,0% | 21,5% | 13,3% | 7,2% | 0,0% | 18,5% |
| | 312 - 420 bulan | Count | 1 | 245 | 48 | 0 | 0 | 294 |
| | | % within X5_katUmurT | 50,0% | 5,4% | 2,2% | 0,0% | 0,0% | 4,2% |
| | 432 - 540 bulan | Count | 0 | 29 | 6 | 0 | 0 | 35 |
| | | % within X5_katUmurT | 0,0% | 0,6% | 0,3% | 0,0% | 0,0% | 0,5% |
| | > 540 bulan | Count | 0 | 4 | 1 | 0 | 0 | 5 |
| | | % within X5_katUmurT | 0,0% | 0,1% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,1% |
| | Total | Count | 2 | 4546 | 2227 | 166 | 4 | 6945 |
| | | % within X5_katUmurT | 100,0 % | 100,0 % | 100,0% | 100,0% | 100,0 % | 100,0% |

6. *Cross tabulation waktu survival dengan pendidikan tergugat (X_6)*

lama_nikah * X6_PendT Crosstabulation

| | | X6_PendT | | | | Total | |
|------------|-----------------|---------------------|-------------------|-------------------|--------|--------|--------|
| | | TS-SD/ Sederajat | SMP/ Sederajat | SMA/ Sederajat | PT | | |
| lama_nikah | < 72 bulan | Count | 1671 | 338 | 666 | 112 | 2787 |
| | | % within X6_PendT | 38,6% | 43,1% | 42,6% | 40,9% | 40,1% |
| | 72 - 180 bulan | Count | 1535 | 289 | 598 | 115 | 2537 |
| | | % within X6_PendT | 35,5% | 36,8% | 38,3% | 42,0% | 36,5% |
| | 192-300 bulan | Count | 868 | 124 | 256 | 39 | 1287 |
| | | % within X6_PendT | 20,1% | 15,8% | 16,4% | 14,2% | 18,5% |
| | 312 - 420 bulan | Count | 219 | 29 | 40 | 6 | 294 |
| | | % within X6_PendT | 5,1% | 3,7% | 2,6% | 2,2% | 4,2% |
| | 432 - 540 bulan | Count | 27 | 5 | 2 | 1 | 35 |
| | | % within X6_PendT | 0,6% | 0,6% | 0,1% | 0,4% | 0,5% |
| | > 540 bulan | Count | 4 | 0 | 0 | 1 | 5 |
| | | % within X6_PendT | 0,1% | 0,0% | 0,0% | 0,4% | 0,1% |
| | Total | Count | 4324 | 785 | 1562 | 274 | 6945 |
| | | % within X6_PendT | 100,0% | 100,0% | 100,0% | 100,0% | 100,0% |

7. *Cross tabulation waktu survival dengan pekerjaan tergugat (X_7)*

| lama_nikah * X7_PekT Crosstabulation | | | X7_PekT | | | | Total |
|--------------------------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------------|-----------------------------|---------------------|-------------|--------|
| | | | Tenaga Tidak Terlatih | Tenaga Kerja Terampil | Semi Profesional | Profesional | |
| lama_nikah | < 72 bulan | Count | 640 | 750 | 111 | 1286 | 2787 |
| | | % within X7_PekT | 43,3% | 37,3% | 32,4% | 41,3% | 40,1% |
| | 72 - 180 bulan | Count | 561 | 749 | 155 | 1072 | 2537 |
| | | % within X7_PekT | 38,0% | 37,3% | 45,2% | 34,4% | 36,5% |
| | 192- 300 bulan | Count | 236 | 399 | 64 | 588 | 1287 |
| | | % within X7_PekT | 16,0% | 19,9% | 18,7% | 18,9% | 18,5% |
| | 312 - 420 bulan | Count | 38 | 101 | 11 | 144 | 294 |
| | | % within X7_PekT | 2,6% | 5,0% | 3,2% | 4,6% | 4,2% |
| | 432 - 540 bulan | Count | 3 | 9 | 1 | 22 | 35 |
| | | % within X7_PekT | 0,2% | 0,4% | 0,3% | 0,7% | 0,5% |
| | > 540 bulan | Count | 0 | 1 | 1 | 3 | 5 |
| | | % within X7_PekT | 0,0% | 0,0% | 0,3% | 0,1% | 0,1% |
| Total | | Count | 1478 | 2009 | 343 | 3115 | 6945 |
| | | % within X7_PekT | 100,0% | 100,0% | 100,0% | 100,0% | 100,0% |

8. *Cross tabulation waktu survival dengan jumlah anak (X_8)*

| lama_nikah * X8_JumAn Crosstabulation | | | X8_JumAn | | | | | | | Total |
|---------------------------------------|-----------------------|----------------------|----------|--------|------------|--------|--------|------------|------------|--------|
| | | | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 7 | |
| lama_nikah | < 72 bulan | Count | 1424 | 1107 | 211 | 44 | 1 | 0 | 0 | 2787 |
| | | % within X8_JumAn | 49.2% | 42.3% | 20.0 % | 14.1% | 2.1% | 0.0% | 0.0% | 40.1% |
| | 72 - 180 bulan | Count | 939 | 1044 | 441 | 102 | 10 | 1 | 0 | 2537 |
| | | % within X8_JumAn | 32.4% | 39.8% | 41.8 % | 32.8% | 21.3% | 7.7% | 0.0% | 36.5% |
| | 192-300 bulan | Count | 431 | 389 | 325 | 117 | 22 | 3 | 0 | 1287 |
| | | % within X8_JumAn | 14.9% | 14.8% | 30.8 % | 37.6% | 46.8% | 23.1 % | 0.0% | 18.5% |
| | 312 - 420 bulan | Count | 92 | 70 | 71 | 43 | 12 | 5 | 1 | 294 |
| | | % within X8_JumAn | 3.2% | 2.7% | 6.7% | 13.8% | 25.5% | 38.5 % | 100. 0% | 4.2% |
| | 432 - 540 bulan | Count | 8 | 10 | 8 | 4 | 2 | 3 | 0 | 35 |
| | | % within X8_JumAn | 0.3% | 0.4% | 0.8% | 1.3% | 4.3% | 23.1 % | 0.0% | 0.5% |
| | > 540 bulan | Count | 3 | 0 | 0 | 1 | 0 | 1 | 0 | 5 |
| | | % within X8_JumAn | 0.1% | 0.0% | 0.0% | 0.3% | 0.0% | 7.7% | 0.0% | 0.1% |
| Total | | Count | 2897 | 2620 | 1056 | 311 | 47 | 13 | 1 | 6945 |
| | | % within X8_JumAn | 100.0% | 100.0% | 100. 0% | 100.0% | 100.0% | 100. 0% | 100. 0% | 100.0% |

9. *Cross tabulation waktu survival dengan alasan perceraian (X₉)*

lama_nikah * X9_Alasan Crosstabulation

| | | X9 Alasan | | | | | Total | |
|------------|-----------------|-----------------------|------------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | | Tak Bertanggung Jawab | Berselisih | Moral | Cacat | Aniaya | | |
| lama_nikah | < 72 bulan | Count | 10 | 21 | 65 | 1317 | 1374 | 2787 |
| | | % within X9_Alasan | 38,5% | 42,9% | 42,8% | 42,0% | 38,3% | 40,1% |
| | 72 - 180 bulan | Count | 10 | 19 | 55 | 1146 | 1307 | 2537 |
| | | % within X9_Alasan | 38,5% | 38,8% | 36,2% | 36,6% | 36,4% | 36,5% |
| | 192- 300 bulan | Count | 5 | 8 | 25 | 531 | 718 | 1287 |
| | | % within X9_Alasan | 19,2% | 16,3% | 16,4% | 17,0% | 20,0% | 18,5% |
| | 312 - 420 bulan | Count | 0 | 1 | 5 | 126 | 162 | 294 |
| | | % within X9_Alasan | 0,0% | 2,0% | 3,3% | 4,0% | 4,5% | 4,2% |
| | 432 - 540 bulan | Count | 1 | 0 | 2 | 11 | 21 | 35 |
| | | % within X9_Alasan | 3,8% | 0,0% | 1,3% | 0,4% | 0,6% | 0,5% |
| | > 540 bulan | Count | 0 | 0 | 0 | 1 | 4 | 5 |
| | | % within X9_Alasan | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,1% | 0,1% |
| | Total | Count | 26 | 49 | 152 | 3132 | 3586 | 6945 |
| | | % within X9_Alasan | 100,0% | 100,0% | 100,0% | 100,0% | 100,0% | 100,0% |

Lampiran 3. *Cross Tabulation Waktu Survival* dengan Satuan Umur Penggugat

X2_UmurP * lama_nikah Crosstabulation

| Count | | lama_nikah | | | | | | Total |
|----------|----|------------|--------------|---------------|---------------|---------------|------------|-------|
| | | < 6 tahun | 6 - 15 tahun | 16 - 25 tahun | 26 - 35 tahun | 36 - 45 tahun | > 45 tahun | |
| X2_UmurP | 11 | 0 | 0 | 1 | 3 | 1 | 0 | 5 |
| | 12 | 0 | 0 | 2 | 4 | 0 | 0 | 6 |
| | 13 | 1 | 5 | 9 | 4 | 0 | 0 | 19 |
| | 14 | 4 | 15 | 17 | 10 | 1 | 1 | 48 |
| | 15 | 28 | 30 | 29 | 21 | 3 | 0 | 111 |
| | 16 | 127 | 87 | 84 | 28 | 2 | 0 | 328 |
| | 17 | 175 | 190 | 104 | 33 | 2 | 0 | 504 |
| | 18 | 185 | 219 | 122 | 28 | 6 | 1 | 561 |
| | 19 | 213 | 220 | 141 | 23 | 2 | 0 | 599 |
| | 20 | 237 | 222 | 121 | 19 | 3 | 0 | 602 |
| | 21 | 172 | 253 | 122 | 28 | 4 | 0 | 579 |
| | 22 | 169 | 207 | 116 | 20 | 3 | 0 | 515 |
| | 23 | 136 | 176 | 91 | 10 | 3 | 0 | 416 |
| | 24 | 136 | 154 | 89 | 12 | 1 | 1 | 393 |
| | 25 | 147 | 129 | 49 | 12 | 1 | 0 | 338 |
| | 26 | 116 | 98 | 41 | 13 | 1 | 1 | 270 |
| | 27 | 93 | 79 | 44 | 8 | 0 | 1 | 225 |
| | 28 | 86 | 72 | 14 | 9 | 1 | 0 | 182 |
| | 29 | 80 | 69 | 25 | 3 | 0 | 0 | 177 |
| | 30 | 74 | 50 | 17 | 2 | 0 | 0 | 143 |
| | 31 | 72 | 38 | 13 | 0 | 0 | 0 | 123 |
| | 32 | 52 | 44 | 6 | 1 | 0 | 0 | 103 |
| | 33 | 42 | 31 | 5 | 0 | 0 | 0 | 78 |
| | 34 | 41 | 22 | 5 | 1 | 1 | 0 | 70 |
| | 35 | 42 | 23 | 7 | 1 | 0 | 0 | 73 |
| | 36 | 29 | 8 | 2 | 0 | 0 | 0 | 39 |
| | 37 | 34 | 18 | 2 | 0 | 0 | 0 | 54 |
| | 38 | 29 | 9 | 0 | 0 | 0 | 0 | 38 |
| | 39 | 23 | 18 | 0 | 1 | 0 | 0 | 42 |
| | 40 | 25 | 4 | 3 | 0 | 0 | 0 | 32 |
| | 41 | 29 | 6 | 1 | 0 | 0 | 0 | 36 |
| | 42 | 20 | 6 | 2 | 0 | 0 | 0 | 28 |
| | 43 | 23 | 5 | 2 | 0 | 0 | 0 | 30 |
| | 44 | 20 | 4 | 0 | 0 | 0 | 0 | 24 |
| | 45 | 17 | 4 | 0 | 0 | 0 | 0 | 21 |
| | 46 | 7 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 8 |
| | 47 | 12 | 3 | 0 | 0 | 0 | 0 | 15 |
| | 48 | 9 | 3 | 0 | 0 | 0 | 0 | 12 |
| | 49 | 8 | 3 | 0 | 0 | 0 | 0 | 11 |
| | 50 | 4 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 5 |
| | 51 | 9 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 10 |
| | 52 | 9 | 2 | 0 | 0 | 0 | 0 | 11 |
| | 53 | 5 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 6 |
| | 54 | 8 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 9 |
| | 55 | 6 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 7 |
| | 56 | 3 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 3 |
| | 57 | 4 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 5 |
| | 58 | 5 | 3 | 0 | 0 | 0 | 0 | 8 |
| | 59 | 2 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 |
| | 60 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| | 61 | 2 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 |
| | 62 | 3 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 3 |
| | 63 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 |
| | 64 | 2 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 |
| | 65 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| | 66 | 2 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 |
| | 67 | 2 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 |
| | 68 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| | 69 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 |
| | 70 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| | 74 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| | 76 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| Total | | 2787 | 2537 | 1287 | 294 | 35 | 5 | 6945 |

Lampiran 4. Cross Tabulation Waktu Survival dengan Satuan Umur Tergugat

X5_UmurT * lama_nikah Crosstabulation

| Count | | lama_nikah | | | | | | Total |
|----------|----|------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-------------|-------|
| | | < 72 bulan | 72 - 180 bulan | 192 - 300 bulan | 312 - 420 bulan | 432 - 540 bulan | > 540 bulan | |
| X5_UmurT | 11 | 0 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 2 |
| | 12 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| | 13 | 1 | 3 | 2 | 2 | 0 | 0 | 8 |
| | 14 | 2 | 5 | 3 | 4 | 1 | 0 | 15 |
| | 15 | 13 | 12 | 8 | 7 | 1 | 0 | 41 |
| | 16 | 93 | 50 | 37 | 7 | 4 | 0 | 191 |
| | 17 | 112 | 94 | 69 | 19 | 0 | 1 | 295 |
| | 18 | 122 | 107 | 71 | 20 | 4 | 0 | 324 |
| | 19 | 183 | 166 | 95 | 23 | 3 | 0 | 470 |
| | 20 | 191 | 240 | 123 | 25 | 4 | 0 | 583 |
| | 21 | 172 | 225 | 120 | 27 | 3 | 1 | 548 |
| | 22 | 164 | 206 | 132 | 33 | 0 | 0 | 535 |
| | 23 | 147 | 193 | 115 | 22 | 4 | 1 | 482 |
| | 24 | 175 | 178 | 96 | 34 | 3 | 1 | 487 |
| | 25 | 151 | 151 | 71 | 16 | 2 | 0 | 391 |
| | 26 | 130 | 136 | 54 | 9 | 2 | 1 | 332 |
| | 27 | 135 | 106 | 61 | 11 | 2 | 0 | 315 |
| | 28 | 110 | 101 | 40 | 10 | 0 | 0 | 261 |
| | 29 | 99 | 102 | 30 | 4 | 1 | 0 | 236 |
| | 30 | 89 | 72 | 30 | 7 | 0 | 0 | 198 |
| | 31 | 83 | 52 | 24 | 1 | 0 | 0 | 160 |
| | 32 | 69 | 48 | 19 | 4 | 0 | 0 | 140 |
| | 33 | 65 | 36 | 13 | 2 | 0 | 0 | 116 |
| | 34 | 49 | 33 | 18 | 0 | 1 | 0 | 101 |
| | 35 | 42 | 29 | 6 | 1 | 0 | 0 | 78 |
| | 36 | 44 | 23 | 2 | 3 | 0 | 0 | 72 |
| | 37 | 36 | 23 | 7 | 0 | 0 | 0 | 66 |
| | 38 | 30 | 15 | 7 | 0 | 0 | 0 | 52 |
| | 39 | 27 | 19 | 4 | 1 | 0 | 0 | 51 |
| | 40 | 20 | 27 | 7 | 1 | 0 | 0 | 55 |
| | 41 | 26 | 14 | 1 | 0 | 0 | 0 | 41 |
| | 42 | 21 | 11 | 2 | 0 | 0 | 0 | 34 |
| | 43 | 26 | 8 | 1 | 0 | 0 | 0 | 35 |
| | 44 | 18 | 4 | 3 | 0 | 0 | 0 | 25 |
| | 45 | 10 | 9 | 2 | 0 | 0 | 0 | 21 |
| | 46 | 15 | 7 | 1 | 0 | 0 | 0 | 23 |
| | 47 | 15 | 4 | 3 | 0 | 0 | 0 | 22 |
| | 48 | 13 | 5 | 2 | 0 | 0 | 0 | 20 |
| | 49 | 14 | 2 | 1 | 0 | 0 | 0 | 17 |
| | 50 | 7 | 2 | 0 | 0 | 0 | 0 | 9 |
| | 51 | 5 | 4 | 2 | 0 | 0 | 0 | 11 |
| | 52 | 16 | 5 | 0 | 0 | 0 | 0 | 21 |
| | 53 | 6 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 7 |
| | 54 | 9 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 10 |
| | 55 | 12 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 13 |
| | 56 | 3 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 3 |
| | 57 | 6 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 7 |
| | 58 | 1 | 3 | 0 | 0 | 0 | 0 | 4 |
| | 59 | 1 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 2 |
| | 60 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| | 61 | 3 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 3 |
| | 62 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 |
| | 63 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| | 64 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 |
| | 65 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| | 67 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| | 68 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| | 73 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| | 79 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| Total | | 2787 | 2537 | 1287 | 294 | 35 | 5 | 6945 |

Lampiran 5. Pendugaan Distribusi

| # | Distribution | Kolmogorov Smirnov | | Anderson Darling | |
|----|-------------------|--------------------|------|------------------|------|
| | | Statistic | Rank | Statistic | Rank |
| 1 | Beta | 0,02373 | 1 | 7,3191 | 1 |
| 2 | Burr | 0,03684 | 2 | 17,522 | 3 |
| 3 | Burr (4P) | 0,05079 | 6 | 28,018 | 6 |
| 4 | Cauchy | 0,1828 | 18 | 269,83 | 17 |
| 5 | Exponential | 0,06448 | 11 | 88,155 | 11 |
| 6 | Exponential (2P) | 0,06334 | 10 | 59,398 | 9 |
| 7 | Gamma | 0,06031 | 8 | 49,817 | 7 |
| 8 | Gamma (3P) | 0,04554 | 5 | 21,763 | 5 |
| 9 | Log-Gamma | 0,10996 | 15 | 174,21 | 15 |
| 10 | Log-Logistic | 0,09386 | 13 | 103,21 | 13 |
| 11 | Log-Logistic (3P) | 0,05833 | 7 | 68,996 | 10 |
| 12 | Logistic | 0,11513 | 16 | 174,76 | 16 |
| 13 | Lognormal | 0,08357 | 12 | 88,479 | 12 |
| 14 | Lognormal (3P) | 0,06235 | 9 | 52,429 | 8 |
| 15 | Normal | 0,10818 | 14 | 155,62 | 14 |
| 16 | Uniform | 0,14329 | 17 | 1868,6 | 18 |
| 17 | Weibull | 0,0384 | 4 | 20,918 | 4 |
| 18 | Weibull (3P) | 0,03696 | 3 | 17,389 | 2 |

Lampiran 6. Pemodelan Regresi *Cox Proportional Hazard*

Cox Regression

Case Processing Summary

| | | N | Percent |
|-----------------------------|---|------|---------|
| Cases available in analysis | Event ^a | 4707 | 67,8% |
| | Censored | 2238 | 32,2% |
| | Total | 6945 | 100,0% |
| | Cases with missing values | 0 | 0,0% |
| Cases dropped | Cases with negative time | 0 | 0,0% |
| | Censored cases before the earliest event in a stratum | 0 | 0,0% |
| | Total | 0 | 0,0% |
| Total | | 6945 | 100,0% |

a, Dependent Variable: T

Categorical Variable Codings^{a,c,d,e,f,g}

| | | Frequency | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------------------------|-------------------------|-----------|-----|-----|-----|-----|
| X1_JnsCerai ^b | 1=Gugat | 4592 | 1 | | | |
| | 2=Talak | 2353 | 0 | | | |
| X3_PendP ^b | 1=TS-SD/Sederajat | 2825 | 1 | 0 | 0 | |
| | 2=SMP/Sederajat | 2236 | 0 | 1 | 0 | |
| | 3=SMA/Sederajat | 1564 | 0 | 0 | 1 | |
| | 4=PT | 320 | 0 | 0 | 0 | |
| X4_PekP ^b | 1=Tenaga Tidak Terlatih | 575 | 1 | 0 | 0 | |
| | 2=Tenaga Kerja Terampil | 2854 | 0 | 1 | 0 | |
| | 3=Semi Profesional | 266 | 0 | 0 | 1 | |
| | 4=Profesional | 3250 | 0 | 0 | 0 | |
| X6_PendT ^b | 1=TS-SD/Sederajat | 4324 | 1 | 0 | 0 | |
| | 2=SMP/Sederajat | 785 | 0 | 1 | 0 | |
| | 3=SMA/Sederajat | 1562 | 0 | 0 | 1 | |
| | 4=PT | 274 | 0 | 0 | 0 | |
| X7_PekT ^b | 1=Tenaga Tidak Terlatih | 1478 | 1 | 0 | 0 | |
| | 2=Tenaga Kerja Terampil | 2009 | 0 | 1 | 0 | |
| | 3=Semi Profesional | 343 | 0 | 0 | 1 | |
| | 4=Profesional | 3115 | 0 | 0 | 0 | |
| X9_Alasan ^b | 1=Tak Bertanggung Jawab | 26 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| | 2=Berselisih | 49 | 0 | 1 | 0 | 0 |
| | 3=Moral | 152 | 0 | 0 | 1 | 0 |
| | 4=Cacat | 3132 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| | 5=Aniaya | 3586 | 0 | 0 | 0 | 0 |

a, Category variable: X1_JnsCerai

b, Indicator Parameter Coding

c, Category variable: X3_PendP

d, Category variable: X4_PekP

e, Category variable: X6_PendT

f, Category variable: X7_PekT

g, Category variable: X9_Alasan

Block 0: Beginning Block

Omnibus Tests of Model Coefficients

| |
|-------------------|
| -2 Log Likelihood |
| 74070,473 |

Block 1: Method = Backward Stepwise (Likelihood Ratio)

Omnibus Tests of Model Coefficients^c

| Step | -2 Log Likelihood | Overall (score) | | | Change From Previous Step | | | Change From Previous Block | | |
|----------------|-------------------|-----------------|----|------|---------------------------|----|------|----------------------------|----|------|
| | | Chi-square | df | Sig. | Chi-square | df | Sig. | Chi-square | df | Sig. |
| 1 ^a | 73248,236 | 902,084 | 20 | ,000 | 822,238 | 20 | ,000 | 822,238 | 20 | ,000 |
| 2 ^b | 73249,584 | 899,501 | 19 | ,000 | 1,349 | 1 | ,246 | 820,889 | 19 | ,000 |

a, Variable(s) Entered at Step Number 1: X1_JnsCeraai X2_UmurP X3_PendP X4_PekP X5_UmurT X6_PendT X7_PekT X8_JumAn X9_Alasan

b, Variable Removed at Step Number 2: X1_JnsCeraai

c, Beginning Block Number 1, Method = Backward Stepwise (Likelihood Ratio)

Variables in the Equation

| | B | SE | Wald | df | Sig. | Exp(B) |
|--------------------|-------|------|---------|----|------|--------|
| X1_JnsCeraai | ,047 | ,040 | 1,346 | 1 | ,246 | 1,048 |
| X2_UmurP | ,039 | ,003 | 170,073 | 1 | ,000 | 1,040 |
| X3_PendP | | | 81,596 | 3 | ,000 | |
| X3_PendP(1) | -,056 | ,090 | ,387 | 1 | ,534 | ,946 |
| X3_PendP(2) | ,237 | ,089 | 7,148 | 1 | ,008 | 1,267 |
| X3_PendP(3) | ,241 | ,085 | 8,047 | 1 | ,005 | 1,273 |
| X4_PekP | | | 8,728 | 3 | ,033 | |
| X4_PekP(1) | ,161 | ,060 | 7,120 | 1 | ,008 | 1,174 |
| X4_PekP(2) | ,057 | ,034 | 2,836 | 1 | ,092 | 1,059 |
| X4_PekP(3) | -,035 | ,080 | ,190 | 1 | ,663 | ,966 |
| X5_UmurT | ,009 | ,003 | 9,478 | 1 | ,002 | 1,009 |
| X6_PendT | | | 74,409 | 3 | ,000 | |
| Step 1 X6_PendT(1) | -,006 | ,092 | ,004 | 1 | ,952 | ,995 |
| X6_PendT(2) | ,381 | ,096 | 15,852 | 1 | ,000 | 1,464 |
| X6_PendT(3) | ,105 | ,087 | 1,452 | 1 | ,228 | 1,111 |
| X7_PekT | | | 7,290 | 3 | ,063 | |
| X7_PekT(1) | -,097 | ,048 | 4,030 | 1 | ,045 | ,908 |
| X7_PekT(2) | -,081 | ,038 | 4,576 | 1 | ,032 | ,922 |
| X7_PekT(3) | ,017 | ,070 | ,057 | 1 | ,811 | 1,017 |
| X8_JumAn | -,178 | ,015 | 136,250 | 1 | ,000 | ,837 |
| X9_Alasan | | | 20,321 | 4 | ,000 | |
| X9_Alasan(1) | ,216 | ,215 | 1,007 | 1 | ,316 | 1,241 |
| X9_Alasan(2) | -,259 | ,206 | 1,584 | 1 | ,208 | ,772 |
| X9_Alasan(3) | ,256 | ,093 | 7,609 | 1 | ,006 | 1,291 |
| X9_Alasan(4) | ,106 | ,030 | 12,318 | 1 | ,000 | 1,111 |
| X2_UmurP | ,037 | ,002 | 222,572 | 1 | ,000 | 1,038 |
| Step 2 X3_PendP | | | 81,213 | 3 | ,000 | |
| X3_PendP(1) | -,059 | ,090 | ,432 | 1 | ,511 | ,943 |

| | | | | | | |
|--------------|-------|------|---------|---|------|-------|
| X3_PendP(2) | ,234 | ,089 | 6,975 | 1 | ,008 | 1,263 |
| X3_PendP(3) | ,237 | ,085 | 7,769 | 1 | ,005 | 1,267 |
| X4_PekP | | | 8,587 | 3 | ,035 | |
| X4_PekP(1) | ,159 | ,060 | 6,931 | 1 | ,008 | 1,172 |
| X4_PekP(2) | ,053 | ,034 | 2,436 | 1 | ,119 | 1,054 |
| X4_PekP(3) | -,047 | ,079 | ,357 | 1 | ,550 | ,954 |
| X5_UmurT | ,011 | ,002 | 18,006 | 1 | ,000 | 1,011 |
| X6_PendT | | | 74,870 | 3 | ,000 | |
| X6_PendT(1) | ,002 | ,092 | ,000 | 1 | ,982 | 1,002 |
| X6_PendT(2) | ,389 | ,095 | 16,590 | 1 | ,000 | 1,475 |
| X6_PendT(3) | ,113 | ,087 | 1,678 | 1 | ,195 | 1,119 |
| X7_PekT | | | 6,402 | 3 | ,094 | |
| X7_PekT(1) | -,087 | ,047 | 3,351 | 1 | ,067 | ,917 |
| X7_PekT(2) | -,072 | ,037 | 3,726 | 1 | ,054 | ,931 |
| X7_PekT(3) | ,030 | ,069 | ,191 | 1 | ,662 | 1,031 |
| X8_JumAn | -,179 | ,015 | 137,318 | 1 | ,000 | ,836 |
| X9_Alasan | | | 19,694 | 4 | ,001 | |
| X9_Alasan(1) | ,218 | ,215 | 1,021 | 1 | ,312 | 1,243 |
| X9_Alasan(2) | -,259 | ,206 | 1,582 | 1 | ,208 | ,772 |
| X9_Alasan(3) | ,253 | ,093 | 7,479 | 1 | ,006 | 1,288 |
| X9_Alasan(4) | ,103 | ,030 | 11,726 | 1 | ,001 | 1,108 |

Model if Term Removed

| Term Removed | Loss Chi-square | df | Sig. |
|--------------|-----------------|----|------|
| X1_JnsCera | 1,349 | 1 | ,246 |
| X2_UmurP | 164,780 | 1 | ,000 |
| X3_PendP | 81,883 | 3 | ,000 |
| X4_PekP | 8,597 | 3 | ,035 |
| X5_UmurT | 9,313 | 1 | ,002 |
| X6_PendT | 69,554 | 3 | ,000 |
| X7_PekT | 7,278 | 3 | ,064 |
| X8_JumAn | 144,257 | 1 | ,000 |
| X9_Alasan | 20,264 | 4 | ,000 |
| X2_UmurP | 209,624 | 1 | ,000 |
| X3_PendP | 81,495 | 3 | ,000 |
| X4_PekP | 8,460 | 3 | ,037 |
| X5_UmurT | 17,662 | 1 | ,000 |
| X6_PendT | 70,001 | 3 | ,000 |
| X7_PekT | 6,384 | 3 | ,094 |
| X8_JumAn | 145,500 | 1 | ,000 |
| X9_Alasan | 19,636 | 4 | ,001 |

Variables not in the Equation^a

| | Score | df | Sig. |
|-------------------|-------|----|------|
| Step 2 X1_JnsCera | 1,346 | 1 | ,246 |

a. Residual Chi Square = 1,346 with 1 df Sig. = ,246

Covariate Means and Pattern Values

| | Mean | Pattern | | | | |
|--------------|--------|---------|--------|--------|--------|--------|
| | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| X1_JnsCera | ,661 | ,661 | ,661 | ,661 | ,661 | ,661 |
| X2_UmurP | 23,622 | 23,622 | 23,622 | 23,622 | 23,622 | 23,622 |
| X3_PendP(1) | ,407 | ,407 | ,407 | ,407 | ,407 | ,407 |
| X3_PendP(2) | ,322 | ,322 | ,322 | ,322 | ,322 | ,322 |
| X3_PendP(3) | ,225 | ,225 | ,225 | ,225 | ,225 | ,225 |
| X4_PekP(1) | ,083 | ,083 | ,083 | ,083 | ,083 | ,083 |
| X4_PekP(2) | ,411 | ,411 | ,411 | ,411 | ,411 | ,411 |
| X4_PekP(3) | ,038 | ,038 | ,038 | ,038 | ,038 | ,038 |
| X5_UmurT | 25,233 | 25,233 | 25,233 | 25,233 | 25,233 | 25,233 |
| X6_PendT(1) | ,623 | ,623 | ,623 | ,623 | ,623 | ,623 |
| X6_PendT(2) | ,113 | ,113 | ,113 | ,113 | ,113 | ,113 |
| X6_PendT(3) | ,225 | ,225 | ,225 | ,225 | ,225 | ,225 |
| X7_PekT(1) | ,213 | ,213 | ,213 | ,213 | ,213 | ,213 |
| X7_PekT(2) | ,289 | ,289 | ,289 | ,289 | ,289 | ,289 |
| X7_PekT(3) | ,049 | ,049 | ,049 | ,049 | ,049 | ,049 |
| X8_JumAn | ,853 | ,853 | ,853 | ,853 | ,853 | ,853 |
| X9_Alasan(1) | ,004 | 1,000 | ,000 | ,000 | ,000 | ,000 |
| X9_Alasan(2) | ,007 | ,000 | 1,000 | ,000 | ,000 | ,000 |
| X9_Alasan(3) | ,022 | ,000 | ,000 | 1,000 | ,000 | ,000 |
| X9_Alasan(4) | ,451 | ,000 | ,000 | ,000 | 1,000 | ,000 |

Lampiran 7. Syntax WinBUGS Algoritma RJMCMC

```
model {  
  for (i in 1:n) {  
    Z[i] ~ dlnorm(psi[i], tau)l(t,cen[i],)  
  }  
  psi[1:n] <- jump,lin,pred(X[1:n, 1:Q], k, beta,prec)  
  id<- jump,model,id(psi[1:n])  
  beta,prec <- tau / lambda  
  tau ~ dgamma(a, b)  
  k ~ dbin(0,5, Q)  
}
```

```
list(tau = 1,207)
```

```
list(  
  n = 6945,Q = 20,  
  lambda = 1000,  
  a = 0,001, b = 0,001,  
  Z = c(3,3,4,,,,,635),  
  t,cen=c(1,1,,,,,0),  
  X = structure(  
    ,Data = c(  
      0,26,1,0,0,0,0,0,18,1,0,0,0,0,0,0,0,0,0,0,0,  
      0,26,1,0,0,0,0,0,17,1,0,0,0,0,0,0,0,0,1,0,0,  
      ,  
      ,  
      ,  
      1,18,0,1,0,0,1,0,24,1,0,0,0,0,0,1,5,0,1,0,0),  
    ,Dim = c(6945,20))  
)
```


Lampiran 8. Hasil Algoritma RJMCMC

2000 iterasi

| node | mean | sd | MC error | 2,5% | median | 97,5% | start | sample |
|-----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|-------|--------|
| beta,prec | 0,001206 | 4,272E-5 | 1,534E-6 | 0,001166 | 0,001208 | 0,001248 | 1 | 2000 |
| id | 37040,0 | 45440,0 | 4218,0 | 32770,0 | 32770,0 | 32770,0 | 1 | 2000 |
| k | 3,068 | 0,5928 | 0,06783 | 3,0 | 3,0 | 3,0 | 1 | 2000 |
| tau | 1,206 | 0,04272 | 0,001534 | 1,166 | 1,208 | 1,248 | 1 | 2000 |

| model structure | posterior prob, | cumulative prob, |
|----------------------|-----------------|------------------|
| 0110000000000010000 | 0,985 | 0,985 |
| 01100000000010111000 | 0,004 | 0,989 |
| 01100000000011111000 | 0,003 | 0,992 |

Lampiran 9. Deskriptif tiap Komponen *Mixture* pada 4 Komponen Penyusun

Deskriptif Komponen *Mixture* Pertama

Descriptive Statistics

| | N | Minimum | Maximum | Sum | Mean | Std, Deviation |
|--------------------|------|---------|---------|--------|--------|----------------|
| T | 6840 | 3 | 374 | 788204 | 115,23 | 86,316 |
| X2_UmurP | 6840 | 12 | 76 | 161957 | 23,68 | 7,383 |
| X5_UmurT | 6840 | 12 | 79 | 173063 | 25,30 | 7,479 |
| X8_JumAn | 6840 | 0 | 5 | 5762 | ,84 | ,892 |
| Valid N (listwise) | 6840 | | | | | |

X1_JnsCera

| | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|-------------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Valid Gugat | 4528 | 66,2 | 66,2 | 66,2 |
| Talak | 2312 | 33,8 | 33,8 | 100,0 |
| Total | 6840 | 100,0 | 100,0 | |

X3_PendP

| | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|-----------------------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Valid TS-SD/Sederajat | 2749 | 40,2 | 40,2 | 40,2 |
| SMP/Sederajat | 2214 | 32,4 | 32,4 | 72,6 |
| SMA/Sederajat | 1560 | 22,8 | 22,8 | 95,4 |
| PT | 317 | 4,6 | 4,6 | 100,0 |
| Total | 6840 | 100,0 | 100,0 | |

X4_PekP

| | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|-----------------------------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Valid Tenaga Tidak Terlatih | 571 | 8,3 | 8,3 | 8,3 |
| Tenaga Kerja Terampil | 2819 | 41,2 | 41,2 | 49,6 |
| Semi Profesional | 260 | 3,8 | 3,8 | 53,4 |
| Profesional | 3190 | 46,6 | 46,6 | 100,0 |
| Total | 6840 | 100,0 | 100,0 | |

X6_PendT

| | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|-----------------------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Valid TS-SD/Sederajat | 4239 | 62,0 | 62,0 | 62,0 |
| SMP/Sederajat | 775 | 11,3 | 11,3 | 73,3 |
| SMA/Sederajat | 1555 | 22,7 | 22,7 | 96,0 |
| PT | 271 | 4,0 | 4,0 | 100,0 |
| Total | 6840 | 100,0 | 100,0 | |

X7_PekT

| | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|------------------------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Tenaga Tidak Terlatih | 1472 | 21,5 | 21,5 | 21,5 |
| Tenaga Kerja Terampil | 1970 | 28,8 | 28,8 | 50,3 |
| Valid Semi Profesional | 340 | 5,0 | 5,0 | 55,3 |
| Profesional | 3058 | 44,7 | 44,7 | 100,0 |
| Total | 6840 | 100,0 | 100,0 | |

X9 Alasan

| | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|-----------------------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Tak Bertanggung Jawab | 25 | ,4 | ,4 | ,4 |
| Selisih | 49 | ,7 | ,7 | 1,1 |
| Valid Moral | 148 | 2,2 | 2,2 | 3,2 |
| Cacat | 3094 | 45,2 | 45,2 | 48,5 |
| Aniaya | 3524 | 51,5 | 51,5 | 100,0 |
| Total | 6840 | 100,0 | 100,0 | |

Deskriptif Komponen *Mixture* Kedua**Descriptive Statistics**

| | N | Minimum | Maximum | Mean | Std. Deviation |
|--------------------|----|---------|---------|--------|----------------|
| T | 57 | 62 | 416 | 385,70 | 45,064 |
| X2_UmurP | 57 | 12 | 34 | 19,72 | 4,720 |
| X5_UmurT | 57 | 12 | 36 | 20,53 | 4,432 |
| X8_JumAn | 57 | 0 | 7 | 1,54 | 1,428 |
| Valid N (listwise) | 57 | | | | |

X1_JnsCeraI

| | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|-------------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Gugat | 40 | 70,2 | 70,2 | 70,2 |
| Valid Talak | 17 | 29,8 | 29,8 | 100,0 |
| Total | 57 | 100,0 | 100,0 | |

X3_PendP

| | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|---------------------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| TS-SD/Sederajat | 42 | 73,7 | 73,7 | 73,7 |
| SMP/Sederajat | 11 | 19,3 | 19,3 | 93,0 |
| Valid SMA/Sederajat | 3 | 5,3 | 5,3 | 98,2 |
| PT | 1 | 1,8 | 1,8 | 100,0 |
| Total | 57 | 100,0 | 100,0 | |

X4_PekP

| | | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|-------|-----------------------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Valid | Tenaga Tidak Terlatih | 3 | 5,3 | 5,3 | 5,3 |
| | Tenaga Kerja Terampil | 22 | 38,6 | 38,6 | 43,9 |
| | Semi Profesional | 1 | 1,8 | 1,8 | 45,6 |
| | Profesional | 31 | 54,4 | 54,4 | 100,0 |
| | Total | 57 | 100,0 | 100,0 | |

X6_PendT

| | | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|-------|-----------------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Valid | TS-SD/Sederajat | 49 | 86,0 | 86,0 | 86,0 |
| | SMP/Sederajat | 4 | 7,0 | 7,0 | 93,0 |
| | SMA/Sederajat | 4 | 7,0 | 7,0 | 100,0 |
| | Total | 57 | 100,0 | 100,0 | |

X7_PekT

| | | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|-------|-----------------------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Valid | Tenaga Tidak Terlatih | 2 | 3,5 | 3,5 | 3,5 |
| | Tenaga Kerja Terampil | 27 | 47,4 | 47,4 | 50,9 |
| | Semi Profesional | 1 | 1,8 | 1,8 | 52,6 |
| | Profesional | 27 | 47,4 | 47,4 | 100,0 |
| | Total | 57 | 100,0 | 100,0 | |

X9_Alasan

| | | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|-------|--------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Valid | Moral | 2 | 3,5 | 3,5 | 3,5 |
| | Cacat | 23 | 40,4 | 40,4 | 43,9 |
| | Aniaya | 32 | 56,1 | 56,1 | 100,0 |
| | Total | 57 | 100,0 | 100,0 | |

Deskriptif Komponen *Mixture* Ketiga

Descriptive Statistics

| | N | Minimum | Maximum | Mean | Std. Deviation |
|--------------------|----|---------|---------|--------|----------------|
| T | 28 | 416 | 455 | 433,07 | 10,590 |
| X2_UmurP | 28 | 12 | 28 | 19,39 | 3,735 |
| X5_UmurT | 28 | 14 | 27 | 20,61 | 3,775 |
| X8_JumAn | 28 | 0 | 5 | 1,39 | 1,315 |
| Valid N (listwise) | 28 | | | | |

X1_JnsCeraI

| | | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|-------|-------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Valid | Gugat | 16 | 57,1 | 57,1 | 57,1 |
| | Talak | 12 | 42,9 | 42,9 | 100,0 |
| | Total | 28 | 100,0 | 100,0 | |

X3_PendP

| | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|-----------------------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Valid TS-SD/Sederajat | 21 | 75,0 | 75,0 | 75,0 |
| SMP/Sederajat | 6 | 21,4 | 21,4 | 96,4 |
| PT | 1 | 3,6 | 3,6 | 100,0 |
| Total | 28 | 100,0 | 100,0 | |

X4_PekP

| | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|-----------------------------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Valid Tenaga Tidak Terlatih | 1 | 3,6 | 3,6 | 3,6 |
| Tenaga Kerja Terampil | 6 | 21,4 | 21,4 | 25,0 |
| Semi Profesional | 4 | 14,3 | 14,3 | 39,3 |
| Profesional | 17 | 60,7 | 60,7 | 100,0 |
| Total | 28 | 100,0 | 100,0 | |

X6_PendT

| | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|-----------------------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Valid TS-SD/Sederajat | 20 | 71,4 | 71,4 | 71,4 |
| SMP/Sederajat | 4 | 14,3 | 14,3 | 85,7 |
| SMA/Sederajat | 3 | 10,7 | 10,7 | 96,4 |
| PT | 1 | 3,6 | 3,6 | 100,0 |
| Total | 28 | 100,0 | 100,0 | |

X7_PekT

| | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|-----------------------------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Valid Tenaga Tidak Terlatih | 4 | 14,3 | 14,3 | 14,3 |
| Tenaga Kerja Terampil | 8 | 28,6 | 28,6 | 42,9 |
| Semi Profesional | 1 | 3,6 | 3,6 | 46,4 |
| Profesional | 15 | 53,6 | 53,6 | 100,0 |
| Total | 28 | 100,0 | 100,0 | |

X9_Alasan

| | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|-------------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Valid Moral | 1 | 3,6 | 3,6 | 3,6 |
| Cacat | 9 | 32,1 | 32,1 | 35,7 |
| Aniaya | 18 | 64,3 | 64,3 | 100,0 |
| Total | 28 | 100,0 | 100,0 | |

Deskriptif Komponen *Mixture* Keempat

Descriptive Statistics

| | N | Minimum | Maximum | Mean | Std. Deviation |
|--------------------|----|---------|---------|--------|----------------|
| T | 20 | 459 | 635 | 513,70 | 45,793 |
| X2_UmurP | 20 | 14 | 34 | 21,40 | 4,751 |
| X5_UmurT | 20 | 15 | 34 | 21,75 | 5,004 |
| X8_JumAn | 20 | 0 | 5 | 1,80 | 1,795 |
| Valid N (listwise) | 20 | | | | |

X1 JnsCeraI

| | | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|-------|-------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Valid | Gugat | 8 | 40,0 | 40,0 | 40,0 |
| | Talak | 12 | 60,0 | 60,0 | 100,0 |
| | Total | 20 | 100,0 | 100,0 | |

X3 PendP

| | | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|-------|-----------------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Valid | TS-SD/Sederajat | 13 | 65,0 | 65,0 | 65,0 |
| | SMP/Sederajat | 5 | 25,0 | 25,0 | 90,0 |
| | SMA/Sederajat | 1 | 5,0 | 5,0 | 95,0 |
| | PT | 1 | 5,0 | 5,0 | 100,0 |
| | Total | 20 | 100,0 | 100,0 | |

X4 PekP

| | | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|-------|-----------------------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Valid | Tenaga Kerja Terampil | 7 | 35,0 | 35,0 | 35,0 |
| | Semi Profesional | 1 | 5,0 | 5,0 | 40,0 |
| | Profesional | 12 | 60,0 | 60,0 | 100,0 |
| | Total | 20 | 100,0 | 100,0 | |

X6 PendT

| | | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|-------|-----------------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Valid | TS-SD/Sederajat | 16 | 80,0 | 80,0 | 80,0 |
| | SMP/Sederajat | 2 | 10,0 | 10,0 | 90,0 |
| | PT | 2 | 10,0 | 10,0 | 100,0 |
| | Total | 20 | 100,0 | 100,0 | |

X7 PekT

| | | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|-------|-----------------------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Valid | Tenaga Kerja Terampil | 4 | 20,0 | 20,0 | 20,0 |
| | Semi Profesional | 1 | 5,0 | 5,0 | 25,0 |
| | Profesional | 15 | 75,0 | 75,0 | 100,0 |
| | Total | 20 | 100,0 | 100,0 | |

X9 Alasan

| | | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative Percent |
|-------|-----------------------|-----------|---------|---------------|--------------------|
| Valid | Tak Bertanggung Jawab | 1 | 5,0 | 5,0 | 5,0 |
| | Moral | 1 | 5,0 | 5,0 | 10,0 |
| | Cacat | 6 | 30,0 | 30,0 | 40,0 |
| | Aniaya | 12 | 60,0 | 60,0 | 100,0 |
| | Total | 20 | 100,0 | 100,0 | |

Lampiran 10. Generalized Linear Model dengan 4 Komponen Penyusun

Komponen *Mixture* ke-1

Generalized Linear Models

Case Processing Summary

| | N | Percent |
|----------|------|---------|
| Included | 6840 | 100,0% |
| Excluded | 0 | 0,0% |
| Total | 6840 | 100,0% |

Categorical Variable Information

| | | N | Percent |
|------------|-----------------------|------|---------|
| X1_JnsCera | Gugat | 4528 | 66,2% |
| | Talak | 2312 | 33,8% |
| | Total | 6840 | 100,0% |
| X3_PendP | TS-SD/Sederajat | 2749 | 40,2% |
| | SMP/Sederajat | 2214 | 32,4% |
| | SMA/Sederajat | 1560 | 22,8% |
| | PT | 317 | 4,6% |
| | Total | 6840 | 100,0% |
| X4_PekP | Tenaga Tidak Terlatih | 571 | 8,3% |
| | Tenaga Kerja Terampil | 2819 | 41,2% |
| | Semi Profesional | 260 | 3,8% |
| | Profesional | 3190 | 46,6% |
| | Total | 6840 | 100,0% |
| X6_PendT | TS-SD/Sederajat | 4239 | 62,0% |
| | SMP/Sederajat | 775 | 11,3% |
| | SMA/Sederajat | 1555 | 22,7% |
| | PT | 271 | 4,0% |
| | Total | 6840 | 100,0% |
| X7_PekT | Tenaga Tidak Terlatih | 1472 | 21,5% |
| | Tenaga Kerja Terampil | 1970 | 28,8% |
| | Semi Profesional | 340 | 5,0% |
| | Profesional | 3058 | 44,7% |
| | Total | 6840 | 100,0% |
| X9_Alasan | Tak Bertanggung Jawab | 25 | 0,4% |
| | Selisih | 49 | 0,7% |
| | Moral | 148 | 2,2% |
| | Cacat | 3094 | 45,2% |
| | Aniaya | 3524 | 51,5% |
| | Total | 6840 | 100,0% |

Continuous Variable Information

| | | N | Minimum | Maximum | Mean | Std, Deviation |
|--------------------|----------|------|---------|---------|--------|----------------|
| Dependent Variable | T | 6840 | 3 | 374 | 115,30 | 86,396 |
| | X2_UmurP | 6840 | 12 | 76 | 23,68 | 7,383 |
| Covariate | X5_UmurT | 6840 | 12 | 79 | 25,30 | 7,479 |
| | X8_JumAn | 6840 | 0 | 5 | ,84 | ,892 |

Goodness of Fit^a

| | Value | df | Value/df |
|--------------------------------------|--------------|------|----------|
| Deviance | 43128258,304 | 6819 | 6324,719 |
| Scaled Deviance | 6840,000 | 6819 | |
| Pearson Chi-Square | 43128258,304 | 6819 | 6324,719 |
| Scaled Pearson Chi-Square | 6840,000 | 6819 | |
| Log Likelihood ^b | -39627,619 | | |
| Akaike's Information Criterion (AIC) | 79299,238 | | |
| Finite Sample Corrected AIC (AICC) | 79299,386 | | |
| Bayesian Information Criterion (BIC) | 79449,510 | | |
| Consistent AIC (CAIC) | 79471,510 | | |

Dependent Variable: T

Model: (Intercept), X1_JnsCerai, X3_PendP, X4_PekP, X6_PendT, X7_PekT, X9_Alasan, X2_UmurP, X5_UmurT, X8_JumAn

a, Information criteria are in small-is-better form,

b, The full log likelihood function is displayed and used in computing information criteria,

Omnibus Test^a

| Likelihood Ratio Chi-Square | df | Sig, |
|-----------------------------|----|------|
| 1153,208 | 20 | ,000 |

Dependent Variable: T

Model: (Intercept), X1_JnsCerai, X3_PendP, X4_PekP, X6_PendT, X7_PekT, X9_Alasan, X2_UmurP, X5_UmurT, X8_JumAn

a, Compares the fitted model against the intercept-only model,

Tests of Model Effects

| Source | Type III | | |
|-------------|-----------------|----|------|
| | Wald Chi-Square | df | Sig, |
| (Intercept) | 688,570 | 1 | ,000 |
| X1_JnsCerai | ,202 | 1 | ,653 |
| X3_PendP | 166,382 | 3 | ,000 |
| X4_PekP | 5,604 | 3 | ,133 |
| X6_PendT | 3,373 | 3 | ,338 |
| X7_PekT | 4,880 | 3 | ,181 |
| X9_Alasan | 3,948 | 4 | ,413 |
| X2_UmurP | 138,756 | 1 | ,000 |
| X5_UmurT | 8,937 | 1 | ,003 |
| X8_JumAn | 463,811 | 1 | ,000 |

Dependent Variable: T

Model: (Intercept), X1_JnsCerai, X3_PendP, X4_PekP, X6_PendT, X7_PekT, X9_Alasan, X2_UmurP, X5_UmurT, X8_JumAn

Parameter Estimates

| Parameter | B | Std. Error | 95% Wald Confidence Interval | | Hypothesis Test | | |
|-----------------|---------|------------|------------------------------|---------|-----------------|----|------|
| | | | Lower | Upper | Wald Chi-Square | df | Sig, |
| (Intercept) | 168,273 | 7,9570 | 152,677 | 183,868 | 447,224 | 1 | ,000 |
| [X1_JnsCerai=1] | 1,203 | 2,6795 | -4,049 | 6,455 | ,202 | 1 | ,653 |

| | | | | | | | |
|-----------------|----------------------------------|----------|----------|----------|---------|---|------|
| [X1_JnsCerai=2] | 0 ^a | | | | | | |
| [X3_PendP=1] | 18,274 | 5,7164 | 7,070 | 29,478 | 10,220 | 1 | ,001 |
| [X3_PendP=2] | -10,728 | 5,6322 | -21,767 | ,311 | 3,628 | 1 | ,057 |
| [X3_PendP=3] | -7,646 | 5,4100 | -18,250 | 2,957 | 1,998 | 1 | ,158 |
| [X3_PendP=4] | 0 ^a | | | | | | |
| [X4_PekP=1] | -8,059 | 3,8951 | -15,693 | -,424 | 4,280 | 1 | ,039 |
| [X4_PekP=2] | ,436 | 2,2284 | -3,932 | 4,803 | ,038 | 1 | ,845 |
| [X4_PekP=3] | 3,181 | 5,2259 | -7,061 | 13,424 | ,371 | 1 | ,543 |
| [X4_PekP=4] | 0 ^a | | | | | | |
| [X6_PendT=1] | -5,876 | 6,0063 | -17,648 | 5,897 | ,957 | 1 | ,328 |
| [X6_PendT=2] | -10,343 | 6,3767 | -22,841 | 2,155 | 2,631 | 1 | ,105 |
| [X6_PendT=3] | -6,116 | 5,6661 | -17,221 | 4,990 | 1,165 | 1 | ,280 |
| [X6_PendT=4] | 0 ^a | | | | | | |
| [X7_PekT=1] | ,823 | 3,1589 | -5,369 | 7,014 | ,068 | 1 | ,795 |
| [X7_PekT=2] | 4,608 | 2,4741 | -,241 | 9,457 | 3,469 | 1 | ,063 |
| [X7_PekT=3] | 6,723 | 4,6661 | -2,422 | 15,869 | 2,076 | 1 | ,150 |
| [X7_PekT=4] | 0 ^a | | | | | | |
| [X9_Alasan=1] | -19,142 | 15,9521 | -50,408 | 12,123 | 1,440 | 1 | ,230 |
| [X9_Alasan=2] | 2,193 | 11,4477 | -20,244 | 24,630 | ,037 | 1 | ,848 |
| [X9_Alasan=3] | -8,139 | 6,6738 | -21,220 | 4,941 | 1,487 | 1 | ,223 |
| [X9_Alasan=4] | -2,385 | 1,9816 | -6,268 | 1,499 | 1,448 | 1 | ,229 |
| [X9_Alasan=5] | 0 ^a | | | | | | |
| X2_UmurP | -2,332 | ,1980 | -2,720 | -1,944 | 138,756 | 1 | ,000 |
| X5_UmurT | -,572 | ,1913 | -,947 | -,197 | 8,937 | 1 | ,003 |
| X8_JumAn | 23,549 | 1,0935 | 21,406 | 25,692 | 463,811 | 1 | ,000 |
| (Scale) | 6305,30 _{1^b} | 107,8184 | 6097,483 | 6520,202 | | | |

Dependent Variable: T

Model: (Intercept), X1_JnsCerai, X3_PendP, X4_PekP, X6_PendT, X7_PekT, X9_Alasan, X2_UmurP, X5_UmurT, X8_JumAn

a, Set to zero because this parameter is redundant,

b, Maximum likelihood estimate,

Komponen *Mixture* ke-2

Generalized Linear Models

Case Processing Summary

| | N | Percent |
|----------|----|---------|
| Included | 57 | 100,0% |
| Excluded | 0 | 0,0% |
| Total | 57 | 100,0% |

Categorical Variable Information

| Factor | | N | Percent |
|-------------|-----------------------|----|---------|
| X1_JnsCerai | Gugat | 40 | 70,2% |
| | Talak | 17 | 29,8% |
| | Total | 57 | 100,0% |
| X3_PendP | TS-SD/Sederajat | 42 | 73,7% |
| | SMP/Sederajat | 11 | 19,3% |
| | SMA/Sederajat | 3 | 5,3% |
| | PT | 1 | 1,8% |
| | Total | 57 | 100,0% |
| | Tenaga Tidak Terlatih | 3 | 5,3% |
| X4_PekP | Tenaga Kerja Terampil | 22 | 38,6% |
| | Semi Profesional | 1 | 1,8% |
| | Profesional | 31 | 54,4% |
| | Total | 57 | 100,0% |

| | | | |
|-----------|-----------------------|----|--------|
| X6_PendT | TS-SD/Sederajat | 49 | 86,0% |
| | SMP/Sederajat | 4 | 7,0% |
| | SMA/Sederajat | 4 | 7,0% |
| | Total | 57 | 100,0% |
| X7_PekT | Tenaga Tidak Terlatih | 2 | 3,5% |
| | Tenaga Kerja Terampil | 27 | 47,4% |
| | Semi Profesional | 1 | 1,8% |
| | Profesional | 27 | 47,4% |
| X9_Alasan | Total | 57 | 100,0% |
| | Moral | 2 | 3,5% |
| | Cacat | 23 | 40,4% |
| | Aniaya | 32 | 56,1% |
| | Total | 57 | 100,0% |

Continuous Variable Information

| | | N | Minimum | Maximum | Mean | Std. Deviation |
|--------------------|----------|----|---------|---------|--------|----------------|
| Dependent Variable | T | 57 | 374 | 416 | 391,26 | 11,357 |
| | X2_UmurP | 57 | 12 | 34 | 19,72 | 4,720 |
| Covariate | X5_UmurT | 57 | 12 | 36 | 20,53 | 4,432 |
| | X8_JumAn | 57 | 0 | 7 | 1,54 | 1,428 |

Goodness of Fit^a

| | Value | df | Value/df |
|--------------------------------------|----------|----|----------|
| Deviance | 5309,530 | 39 | 136,142 |
| Scaled Deviance | 57,000 | 39 | |
| Pearson Chi-Square | 5309,530 | 39 | 136,142 |
| Scaled Pearson Chi-Square | 57,000 | 39 | |
| Log Likelihood ^b | -210,104 | | |
| Akaike's Information Criterion (AIC) | 458,209 | | |
| Finite Sample Corrected AIC (AICC) | 478,749 | | |
| Bayesian Information Criterion (BIC) | 497,027 | | |
| Consistent AIC (CAIC) | 516,027 | | |

Dependent Variable: T

Model: (Intercept), X1_JnsCerai, X3_PendP, X4_PekP, X6_PendT, X7_PekT, X9_Alasan, X2_UmurP, X5_UmurT, X8_JumAn

a, Information criteria are in small-is-better form,

b, The full log likelihood function is displayed and used in computing information criteria,

Omnibus Test^a

| Likelihood Ratio Chi-Square | df | Sig, |
|-----------------------------|----|------|
| 17,543 | 17 | ,418 |

Dependent Variable: T

Model: (Intercept), X1_JnsCerai, X3_PendP, X4_PekP, X6_PendT, X7_PekT, X9_Alasan, X2_UmurP, X5_UmurT, X8_JumAn

a, Compares the fitted model against the intercept-only model,

| Tests of Model Effects | | | |
|------------------------|-----------------|----|------|
| Source | Type III | | |
| | Wald Chi-Square | df | Sig. |
| (Intercept) | 642,399 | 1 | ,000 |
| X1_JnsCera | ,021 | 1 | ,884 |
| X3_PendP | 2,927 | 3 | ,403 |
| X4_PekP | ,344 | 3 | ,952 |
| X6_PendT | 3,957 | 2 | ,138 |
| X7_PekT | 1,046 | 3 | ,790 |
| X9_Alasan | 7,425 | 2 | ,024 |
| X2_UmurP | ,060 | 1 | ,807 |
| X5_UmurT | ,425 | 1 | ,514 |
| X8_JumAn | ,007 | 1 | ,934 |

Dependent Variable: T

Model: (Intercept), X1_JnsCera, X3_PendP, X4_PekP, X6_PendT, X7_PekT, X9_Alasan, X2_UmurP, X5_UmurT, X8_JumAn

| Parameter Estimates | | | | | | | |
|---------------------|---------------------|------------|------------------------------|---------|-----------------|----|------|
| Parameter | B | Std. Error | 95% Wald Confidence Interval | | Hypothesis Test | | |
| | | | Lower | Upper | Wald Chi-Square | df | Sig. |
| (Intercept) | 372,968 | 20,1769 | 333,422 | 412,514 | 341,692 | 1 | ,000 |
| [X1_JnsCera=1] | -,797 | 5,4530 | -11,485 | 9,890 | ,021 | 1 | ,884 |
| [X1_JnsCera=2] | 0 ^a | , | , | , | , | , | , |
| [X3_PendP=1] | 15,451 | 11,0122 | -6,133 | 37,034 | 1,969 | 1 | ,161 |
| [X3_PendP=2] | 11,303 | 10,9996 | -10,256 | 32,861 | 1,056 | 1 | ,304 |
| [X3_PendP=3] | 15,388 | 12,6933 | -9,491 | 40,266 | 1,470 | 1 | ,225 |
| [X3_PendP=4] | 0 ^a | , | , | , | , | , | , |
| [X4_PekP=1] | 2,524 | 7,8160 | -12,795 | 17,844 | ,104 | 1 | ,747 |
| [X4_PekP=2] | -1,038 | 3,4132 | -7,727 | 5,652 | ,092 | 1 | ,761 |
| [X4_PekP=3] | 2,617 | 10,6210 | -18,200 | 23,434 | ,061 | 1 | ,805 |
| [X4_PekP=4] | 0 ^a | , | , | , | , | , | , |
| [X6_PendT=1] | 9,917 | 7,2214 | -4,237 | 24,070 | 1,886 | 1 | ,170 |
| [X6_PendT=2] | 17,337 | 8,7330 | ,220 | 34,453 | 3,941 | 1 | ,047 |
| [X6_PendT=3] | 0 ^a | , | , | , | , | , | , |
| [X7_PekT=1] | -1,771 | 9,5749 | -20,537 | 16,996 | ,034 | 1 | ,853 |
| [X7_PekT=2] | ,811 | 3,8611 | -6,757 | 8,378 | ,044 | 1 | ,834 |
| [X7_PekT=3] | 12,205 | 12,5945 | -12,480 | 36,889 | ,939 | 1 | ,333 |
| [X7_PekT=4] | 0 ^a | , | , | , | , | , | , |
| [X9_Alasan=3] | -9,694 | 7,5464 | -24,484 | 5,097 | 1,650 | 1 | ,199 |
| [X9_Alasan=4] | 6,324 | 3,1093 | ,230 | 12,419 | 4,137 | 1 | ,042 |
| [X9_Alasan=5] | 0 ^a | , | , | , | , | , | , |
| X2_UmurP | -,116 | ,4768 | -1,051 | ,818 | ,060 | 1 | ,807 |
| X5_UmurT | -,275 | ,4219 | -1,102 | ,552 | ,425 | 1 | ,514 |
| X8_JumAn | ,100 | 1,1984 | -2,249 | 2,449 | ,007 | 1 | ,934 |
| (Scale) | 93,150 ^b | 17,4485 | 64,526 | 134,470 | | | |

Dependent Variable: T

Model: (Intercept), X1_JnsCera, X3_PendP, X4_PekP, X6_PendT, X7_PekT, X9_Alasan, X2_UmurP, X5_UmurT, X8_JumAn

a, Set to zero because this parameter is redundant,

b, Maximum likelihood estimate,

Komponen *Mixture* ke-3

Generalized Linear Models

Case Processing Summary

| | N | Percent |
|----------|----|---------|
| Included | 28 | 100,0% |
| Excluded | 0 | 0,0% |
| Total | 28 | 100,0% |

Categorical Variable Information

| Categorized Variable Information | | | N | Percent |
|----------------------------------|------------|-----------------------|----|---------|
| Factor | X1_JnsCera | Gugat | 16 | 57,1% |
| | | Talak | 12 | 42,9% |
| | | Total | 28 | 100,0% |
| | X3_PendP | TS-SD/Sederajat | 21 | 75,0% |
| | | SMP/Sederajat | 6 | 21,4% |
| | | PT | 1 | 3,6% |
| | | Total | 28 | 100,0% |
| | | Tenaga Tidak Terlatih | 1 | 3,6% |
| | X4_PekP | Tenaga Kerja Terampil | 6 | 21,4% |
| | | Semi Profesional | 4 | 14,3% |
| | | Profesional | 17 | 60,7% |
| | | Total | 28 | 100,0% |
| | | TS-SD/Sederajat | 20 | 71,4% |
| | X6_PendT | SMP/Sederajat | 4 | 14,3% |
| | | SMA/Sederajat | 3 | 10,7% |
| | | PT | 1 | 3,6% |
| | | Total | 28 | 100,0% |
| | | Tenaga Tidak Terlatih | 4 | 14,3% |
| | X7_PekT | Tenaga Kerja Terampil | 8 | 28,6% |
| | | Semi Profesional | 1 | 3,6% |
| | | Profesional | 15 | 53,6% |
| | | Total | 28 | 100,0% |
| | | Moral | 1 | 3,6% |
| | X9_Alasan | Cacat | 9 | 32,1% |
| | | Aniaya | 18 | 64,3% |
| | | Total | 28 | 100,0% |

Continuous Variable Information

| | | N | Minimum | Maximum | Mean | Std, Deviation |
|--------------------|----------|----|---------|---------|--------|----------------|
| Dependent Variable | T | 28 | 416 | 455 | 433,07 | 10,590 |
| | X2_UmurP | 28 | 12 | 28 | 19,39 | 3,735 |
| Covariate | X5_UmurT | 28 | 14 | 27 | 20,61 | 3,775 |
| | X8_JumAn | 28 | 0 | 5 | 1,39 | 1,315 |

Goodness of Fit^a

| | Value | df | Value/df |
|---------------------------|----------|----|----------|
| Deviance | 1771,601 | 12 | 147,633 |
| Scaled Deviance | 28,000 | 12 | |
| Pearson Chi-Square | 1771,601 | 12 | 147,633 |
| Scaled Pearson Chi-Square | 28,000 | 12 | |

| | |
|--------------------------------------|---------|
| Log Likelihood ^b | -97,794 |
| Akaike's Information Criterion (AIC) | 229,589 |
| Finite Sample Corrected AIC (AICC) | 290,789 |
| Bayesian Information Criterion (BIC) | 252,236 |
| Consistent AIC (CAIC) | 269,236 |

Dependent Variable: T

Model: (Intercept), X1_JnsCera, X3_PendP, X4_PekP, X6_PendT, X7_PekT, X9_Alasan, X2_UmurP, X5_UmurT, X8_JumAn

a, Information criteria are in small-is-better form,

b, The full log likelihood function is displayed and used in computing information criteria,

Omnibus Test^a

| Likelihood Ratio Chi-Square | df | Sig. |
|-----------------------------|----|------|
| 15,007 | 15 | ,451 |

Dependent Variable: T

Model: (Intercept), X1_JnsCera, X3_PendP, X4_PekP, X6_PendT, X7_PekT, X9_Alasan, X2_UmurP, X5_UmurT, X8_JumAn

a, Compares the fitted model against the intercept-only model,

Tests of Model Effects

| Source | Type III | | |
|-------------|-----------------|----|------|
| | Wald Chi-Square | df | Sig. |
| (Intercept) | 383,445 | 1 | ,000 |
| X1_JnsCera | ,081 | 1 | ,776 |
| X3_PendP | 1,370 | 1 | ,242 |
| X4_PekP | 6,420 | 2 | ,040 |
| X6_PendT | ,800 | 2 | ,670 |
| X7_PekT | 3,477 | 3 | ,324 |
| X9_Alasan | 3,346 | 2 | ,188 |
| X2_UmurP | 2,262 | 1 | ,133 |
| X5_UmurT | 1,374 | 1 | ,241 |
| X8_JumAn | 1,842 | 1 | ,175 |

Dependent Variable: T

Model: (Intercept), X1_JnsCera, X3_PendP, X4_PekP, X6_PendT, X7_PekT, X9_Alasan, X2_UmurP, X5_UmurT, X8_JumAn

Parameter Estimates

| Parameter | B | Std. Error | 95% Wald Confidence Interval | | Hypothesis Test | | |
|----------------|----------------|------------|------------------------------|---------|-----------------|----|------|
| | | | Lower | Upper | Wald Chi-Square | df | Sig. |
| (Intercept) | 413,645 | 22,1710 | 370,191 | 457,100 | 348,086 | 1 | ,000 |
| [X1_JnsCera=1] | -2,118 | 7,4291 | -16,679 | 12,443 | ,081 | 1 | ,776 |
| [X1_JnsCera=2] | 0 ^a | , | , | , | , | , | , |
| [X3_PendP=1] | 21,019 | 16,3401 | -11,007 | 53,045 | 1,655 | 1 | ,198 |
| [X3_PendP=2] | 27,925 | 15,9024 | -3,243 | 59,093 | 3,084 | 1 | ,079 |
| [X3_PendP=4] | 0 ^a | , | , | , | , | , | , |
| [X4_PekP=1] | 0 ^a | , | , | , | , | , | , |
| [X4_PekP=2] | -10,649 | 4,8197 | -20,096 | -1,203 | 4,882 | 1 | ,027 |
| [X4_PekP=3] | -12,071 | 6,2709 | -24,362 | ,219 | 3,706 | 1 | ,054 |
| [X4_PekP=4] | 0 ^a | , | , | , | , | , | , |

| | | | | | | | |
|---------------|---------------------|---------|---------|---------|-------|---|------|
| [X6_PendT=1] | 3,971 | 7,4352 | -10,602 | 18,544 | ,285 | 1 | ,593 |
| [X6_PendT=2] | -,505 | 9,7304 | -19,576 | 18,566 | ,003 | 1 | ,959 |
| [X6_PendT=3] | 0 ^a | , | , | , | , | , | , |
| [X6_PendT=4] | 0 ^a | , | , | , | , | , | , |
| [X7_PekT=1] | 16,600 | 8,9837 | -1,008 | 34,207 | 3,414 | 1 | ,065 |
| [X7_PekT=2] | 6,764 | 5,6578 | -4,326 | 17,853 | 1,429 | 1 | ,232 |
| [X7_PekT=3] | 4,383 | 10,1539 | -15,519 | 24,284 | ,186 | 1 | ,666 |
| [X7_PekT=4] | 0 ^a | , | , | , | , | , | , |
| [X9_Alasan=3] | -19,188 | 15,3622 | -49,298 | 10,921 | 1,560 | 1 | ,212 |
| [X9_Alasan=4] | -8,447 | 5,1341 | -18,510 | 1,615 | 2,707 | 1 | ,100 |
| [X9_Alasan=5] | 0 ^a | , | , | , | , | , | , |
| X2_UmurP | -1,460 | ,9707 | -3,363 | ,443 | 2,262 | 1 | ,133 |
| X5_UmurT | 1,188 | 1,0136 | -,799 | 3,174 | 1,374 | 1 | ,241 |
| X8_JumAn | 2,085 | 1,5365 | -,926 | 5,097 | 1,842 | 1 | ,175 |
| (Scale) | 63,271 ^b | 16,9100 | 37,473 | 106,832 | | | |

Dependent Variable: T

Model: (Intercept), X1_JnsCeraai, X3_PendP, X4_PekP, X6_PendT, X7_PekT, X9_Alasan, X2_UmurP, X5_UmurT, X8_JumAn

a, Set to zero because this parameter is redundant,

b, Maximum likelihood estimate,

Komponen *Mixture* ke-4

Generalized Linear Models

Case Processing Summary

| | N | Percent |
|----------|----|---------|
| Included | 20 | 100,0% |
| Excluded | 0 | 0,0% |
| Total | 20 | 100,0% |

Categorical Variable Information

| | | N | Percent | |
|-----------------------|-----------------------|-----------------------|---------|--------|
| Factor | X1_JnsCeraai | Gugat | 8 | 40,0% |
| | | Talak | 12 | 60,0% |
| | | Total | 20 | 100,0% |
| | X3_PendP | TS-SD/Sederajat | 13 | 65,0% |
| | | SMP/Sederajat | 5 | 25,0% |
| | | SMA/Sederajat | 1 | 5,0% |
| | | PT | 1 | 5,0% |
| | X4_PekP | Total | 20 | 100,0% |
| | | Tenaga Kerja Terampil | 7 | 35,0% |
| | | Semi Profesional | 1 | 5,0% |
| | | Profesional | 12 | 60,0% |
| | X6_PendT | Total | 20 | 100,0% |
| | | TS-SD/Sederajat | 16 | 80,0% |
| | | SMP/Sederajat | 2 | 10,0% |
| | | PT | 2 | 10,0% |
| | X7_PekT | Total | 20 | 100,0% |
| Tenaga Kerja Terampil | | 4 | 20,0% | |
| Semi Profesional | | 1 | 5,0% | |
| Profesional | | 15 | 75,0% | |
| X9_Alasan | Total | 20 | 100,0% | |
| | Tak Bertanggung Jawab | 1 | 5,0% | |
| | Moral | 1 | 5,0% | |
| | Cacat | 6 | 30,0% | |

| | | |
|--------|----|--------|
| Aniaya | 12 | 60,0% |
| Total | 20 | 100,0% |

Continuous Variable Information

| | N | Minimum | Maximum | Mean | Std. Deviation |
|----------------------|----|---------|---------|--------|----------------|
| Dependent Variable T | 20 | 459 | 635 | 513,70 | 45,793 |
| X2_UmurP | 20 | 14 | 34 | 21,40 | 4,751 |
| Covariate X5_UmurT | 20 | 15 | 34 | 21,75 | 5,004 |
| X8_JumAn | 20 | 0 | 5 | 1,80 | 1,795 |

Goodness of Fit^a

| | Value | df | Value/df |
|--------------------------------------|----------|----|----------|
| Deviance | 3315,627 | 4 | 828,907 |
| Scaled Deviance | 20,000 | 4 | |
| Pearson Chi-Square | 3315,627 | 4 | 828,907 |
| Scaled Pearson Chi-Square | 20,000 | 4 | |
| Log Likelihood ^b | -79,485 | | |
| Akaike's Information Criterion (AIC) | 192,971 | | |
| Finite Sample Corrected AIC (AICC) | 498,971 | | |
| Bayesian Information Criterion (BIC) | 209,898 | | |
| Consistent AIC (CAIC) | 226,898 | | |

Dependent Variable: T

Model: (Intercept), X1_JnsCeraI, X3_PendP, X4_PekP, X6_PendT, X7_PekT, X9_Alasan, X2_UmurP, X5_UmurT, X8_JumAn

a, Information criteria are in small-is-better form,

b, The full log likelihood function is displayed and used in computing information criteria,

Omnibus Test^a

| Likelihood Ratio Chi-Square | df | Sig. |
|-----------------------------|----|------|
| 49,726 | 15 | ,000 |

Dependent Variable: T

Model: (Intercept), X1_JnsCeraI, X3_PendP, X4_PekP, X6_PendT, X7_PekT, X9_Alasan, X2_UmurP, X5_UmurT, X8_JumAn

a, Compares the fitted model against the intercept-only model,

Tests of Model Effects

| Source | Type III | | |
|-------------|-----------------|----|------|
| | Wald Chi-Square | df | Sig. |
| (Intercept) | 632,183 | 1 | ,000 |
| X1_JnsCeraI | 3,542 | 1 | ,060 |
| X3_PendP | 28,904 | 2 | ,000 |
| X4_PekP | 5,356 | 2 | ,069 |
| X6_PendT | 11,904 | 2 | ,003 |
| X7_PekT | 96,170 | 2 | ,000 |
| X9_Alasan | ,330 | 2 | ,848 |
| X2_UmurP | 6,349 | 1 | ,012 |
| X5_UmurT | 8,183 | 1 | ,004 |
| X8_JumAn | 17,250 | 1 | ,000 |

Dependent Variable: T

Model: (Intercept), X1_JnsCeraai, X3_PendP, X4_PekP, X6_PendT, X7_PekT, X9_Alasan, X2_UmurP, X5_UmurT, X8_JumAn

Parameter Estimates

| Parameter | B | Std. Error | 95% Wald Confidence Interval | | Hypothesis Test | | |
|------------------|----------------------|------------|------------------------------|----------|-----------------|----|------|
| | | | Lower | Upper | Wald Chi-Square | df | Sig. |
| (Intercept) | 613,583 | 32,6588 | 549,573 | 677,593 | 352,977 | 1 | ,000 |
| [X1_JnsCeraai=1] | 33,728 | 17,9208 | -1,396 | 68,853 | 3,542 | 1 | ,060 |
| [X1_JnsCeraai=2] | 0 ^a | , | , | , | , | , | , |
| [X3_PendP=1] | -128,684 | 26,5840 | -180,788 | -76,581 | 23,432 | 1 | ,000 |
| [X3_PendP=2] | -131,267 | 24,4167 | -179,123 | -83,411 | 28,903 | 1 | ,000 |
| [X3_PendP=3] | -177,653 | 38,5487 | -253,207 | -102,099 | 21,239 | 1 | ,000 |
| [X3_PendP=4] | 0 ^a | , | , | , | , | , | , |
| [X4_PekP=2] | -,966 | 21,1287 | -42,378 | 40,445 | ,002 | 1 | ,964 |
| [X4_PekP=3] | -37,089 | 18,7217 | -73,783 | -,395 | 3,925 | 1 | ,048 |
| [X4_PekP=4] | 0 ^a | , | , | , | , | , | , |
| [X6_PendT=1] | 37,184 | 23,1318 | -8,153 | 82,522 | 2,584 | 1 | ,108 |
| [X6_PendT=2] | 68,078 | 19,7538 | 29,361 | 106,795 | 11,877 | 1 | ,001 |
| [X6_PendT=4] | 0 ^a | , | , | , | , | , | , |
| [X7_PekT=2] | -14,988 | 18,9017 | -52,035 | 22,059 | ,629 | 1 | ,428 |
| [X7_PekT=3] | 190,239 | 20,3742 | 150,307 | 230,172 | 87,185 | 1 | ,000 |
| [X7_PekT=4] | 0 ^a | , | , | , | , | , | , |
| [X9_Alasan=1] | 0 ^a | , | , | , | , | , | , |
| [X9_Alasan=3] | -3,790 | 18,4694 | -39,989 | 32,410 | ,042 | 1 | ,837 |
| [X9_Alasan=4] | 11,013 | 22,0000 | -32,106 | 54,132 | ,251 | 1 | ,617 |
| [X9_Alasan=5] | 0 ^a | , | , | , | , | , | , |
| X2_UmurP | 3,124 | 1,2396 | ,694 | 5,553 | 6,349 | 1 | ,012 |
| X5_UmurT | -3,045 | 1,0646 | -5,132 | -,959 | 8,183 | 1 | ,004 |
| X8_JumAn | -18,128 | 4,3646 | -26,682 | -9,573 | 17,250 | 1 | ,000 |
| (Scale) | 165,781 ^b | 52,4247 | 89,199 | 308,112 | | | |

Dependent Variable: T

Model: (Intercept), X1_JnsCeraai, X3_PendP, X4_PekP, X6_PendT, X7_PekT, X9_Alasan, X2_UmurP, X5_UmurT, X8_JumAn

a, Set to zero because this parameter is redundant,

b, Maximum likelihood estimate,

Lampiran 11. *Syntax Gibbs Sampler Parameter Survival Log Normal 2-parameter dengan 4 Komponen Penyusun*

```

model;
{
  for(i in 1:N)
  {
    Y[i]~dlnorm(mu[i],tau[i])l(t,cen[i],)
    #Distribusi_Survival
  }
  for(i in 1:N)
  {
    P[i]~dcat(Phi[1:4])          #Jumlah_Mixture
  }
  Phi[1:4]~ddirch(Alpha[])
  for(i in 1:N)
  {
    mu[i]<-pmu[P[i]]
  }
  theta[1]~dnorm(0,0,1,0E-6)l(0,0,)
  theta[2]~dnorm(0,0,1,0E-6)l(0,0,)
  theta[3]~dnorm(0,0,1,0E-6)l(0,0,)
  pmu[1]~dnorm(0,0,1,0E-6)
  pmu[2]<-pmu[1]+theta[1]
  pmu[3]<-pmu[2]+theta[2]
  pmu[4]<-pmu[3]+theta[3]
  for(i in 1:N)
  {
    tau[i]<-ptau[P[i]]
  }
  ptau[1]~dgamma(1,1)
  ptau[2]~dgamma(1,1)
  ptau[3]~dgamma(1,1)
  ptau[4]~dgamma(1,1)
  sigma[1]<-1/sqrt(ptau[1])
  sigma[2]<-1/sqrt(ptau[2])
  sigma[3]<-1/sqrt(ptau[3])
  sigma[4]<-1/sqrt(ptau[4])
}

INITS
list(theta=c(0,1,0,1,0,1),pmu=c(0,1,NA,NA,NA),ptau=c(0,1,0,1,0,1,0,1))

DATA
list(N=6945,Alpha=c(1,1,1,1))
Y[]      t,cen[]  P[]
233      1        1
136      1        1
...
20        0        1
142       0        1

END

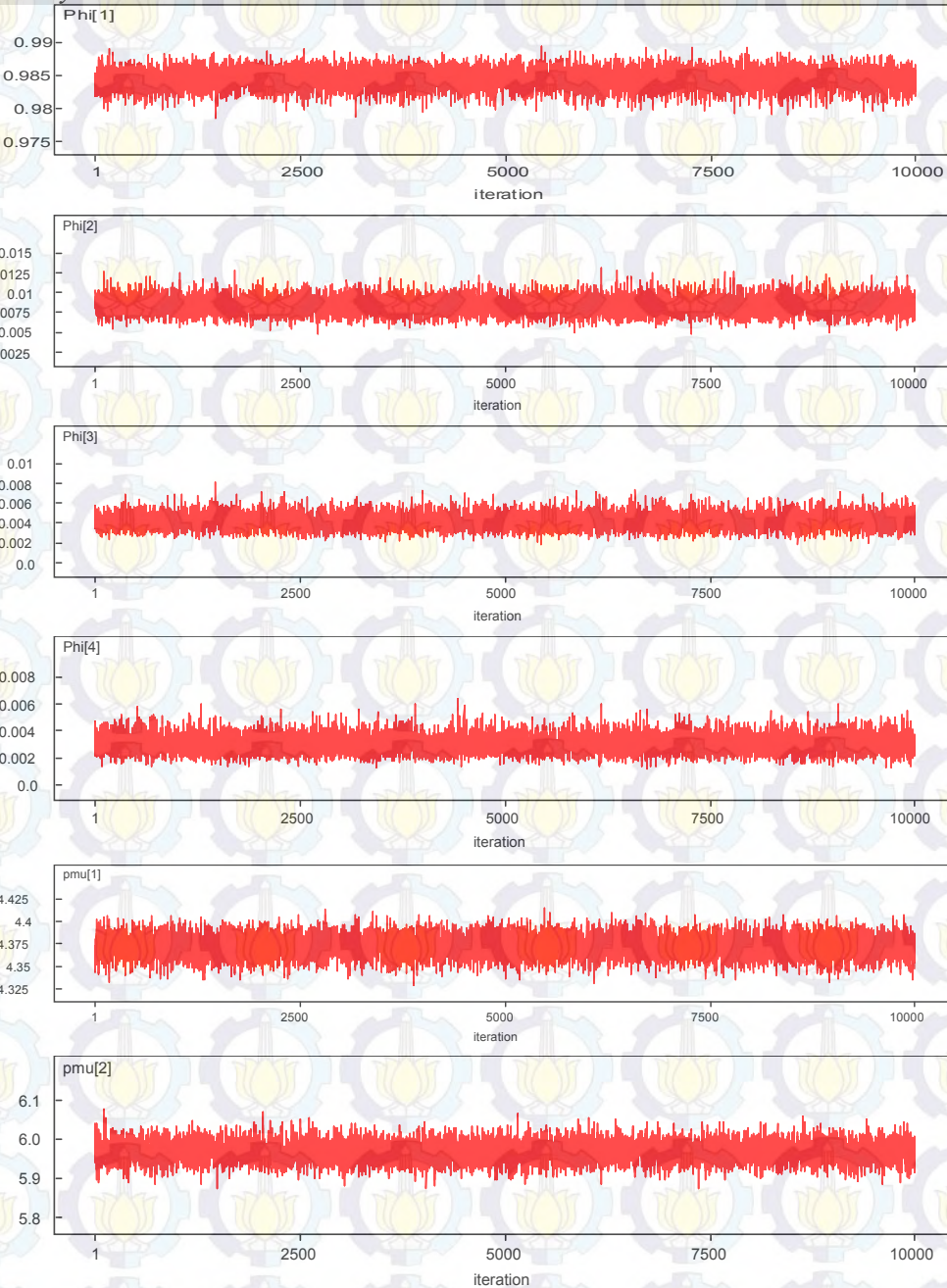
```

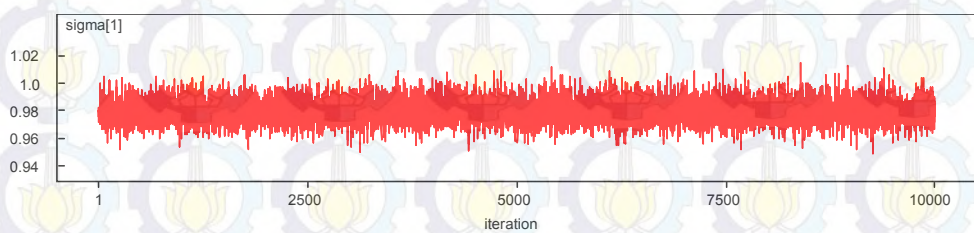
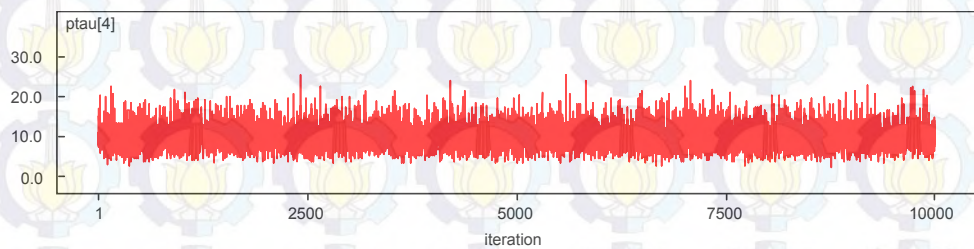
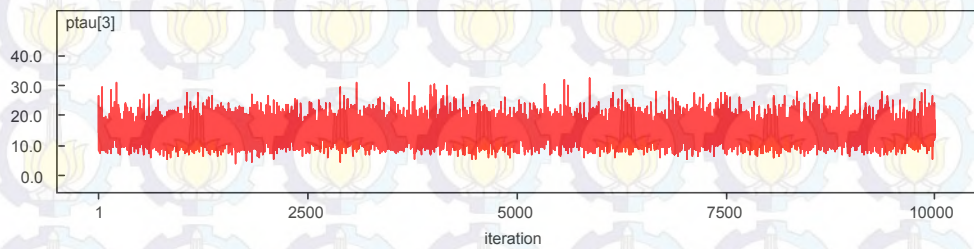
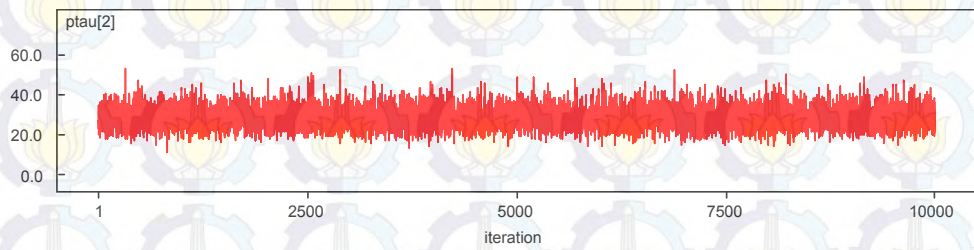
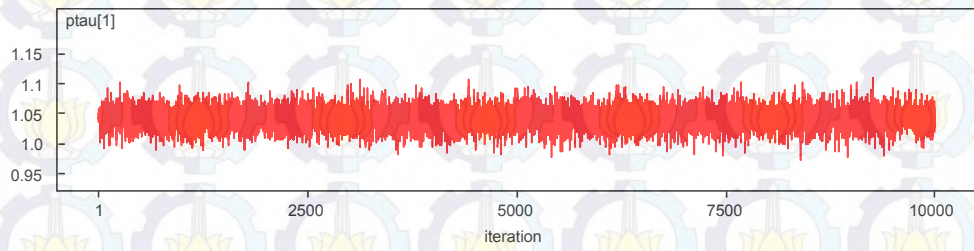
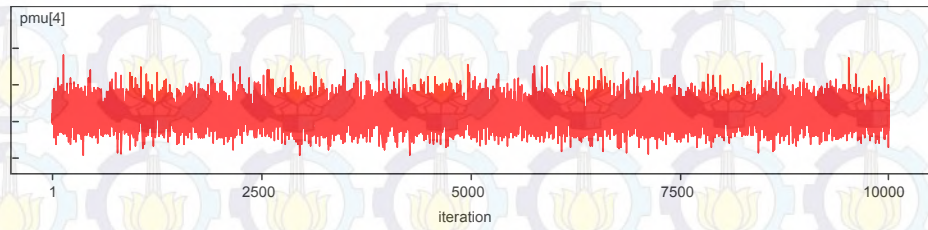
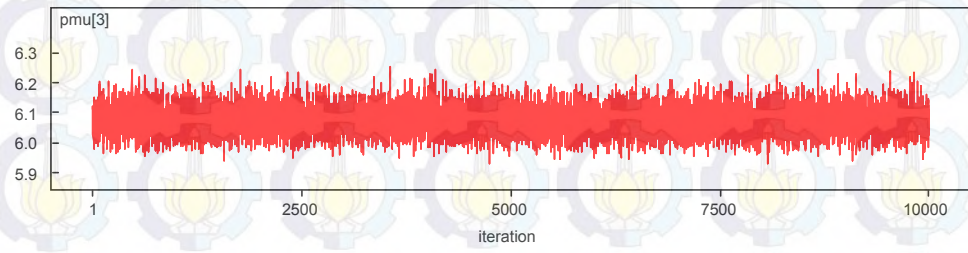

Lampiran 12. Hasil *Gibbs Sampler Parameter Survival Log Normal 2-parameter* dengan 4 Komponen Penyusun

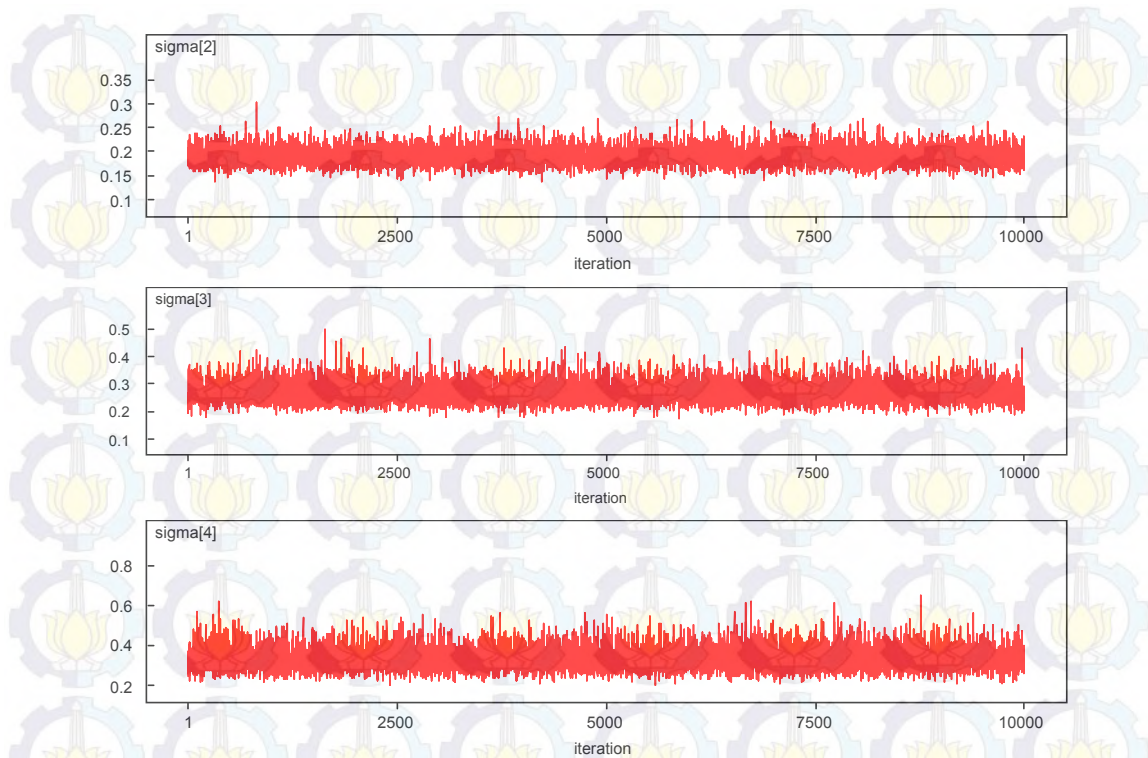
| node | mean | sd | MC error 2,50% | median | 97,50% | start | sample |
|----------|----------|----------|----------------|----------|----------|----------|---------|
| Phi[1] | 0,9845 | 0,001474 | 1,66E-05 | 0,9814 | 0,9845 | 0,9872 | 1 10000 |
| Phi[2] | 0,008356 | 0,001094 | 1,16E-05 | 0,006338 | 0,008321 | 0,01061 | 1 10000 |
| Phi[3] | 0,004167 | 7,64E-04 | 8,39E-06 | 0,002811 | 0,004128 | 0,005769 | 1 10000 |
| Phi[4] | 0,003018 | 6,62E-04 | 7,37E-06 | 0,001879 | 0,002957 | 0,004463 | 1 10000 |
| pmu[1] | 4,372 | 0,0119 | 1,26E-04 | 4,349 | 4,372 | 4,395 | 1 10000 |
| pmu[2] | 5,968 | 0,0248 | 2,41E-04 | 5,919 | 5,968 | 6,017 | 1 10000 |
| pmu[3] | 6,073 | 0,0469 | 5,03E-04 | 5,987 | 6,072 | 6,169 | 1 10000 |
| pmu[4] | 6,243 | 0,07077 | 6,59E-04 | 6,111 | 6,24 | 6,388 | 1 10000 |
| ptau[1] | 1,041 | 0,01794 | 1,77E-04 | 1,006 | 1,041 | 1,076 | 1 10000 |
| ptau[2] | 28,28 | 5,261 | 0,053 | 18,89 | 27,95 | 39,41 | 1 10000 |
| ptau[3] | 14,47 | 3,787 | 0,03648 | 8,073 | 14,14 | 22,66 | 1 10000 |
| ptau[4] | 9,844 | 3,061 | 0,0293 | 4,719 | 9,519 | 16,81 | 1 10000 |
| sigma[1] | 0,9803 | 0,008452 | 8,35E-05 | 0,964 | 0,9803 | 0,997 | 1 10000 |
| sigma[2] | 0,1905 | 0,01809 | 1,84E-04 | 0,1593 | 0,1892 | 0,2301 | 1 10000 |
| sigma[3] | 0,2699 | 0,03661 | 3,35E-04 | 0,2101 | 0,2659 | 0,352 | 1 10000 |
| sigma[4] | 0,3309 | 0,05432 | 4,85E-04 | 0,244 | 0,3241 | 0,4607 | 1 10000 |

Lampiran 13. *Plot History, Density, dan Autocorrelation Parameter Survival Log Normal 2-parameter dengan 4 Komponen Penyusun*

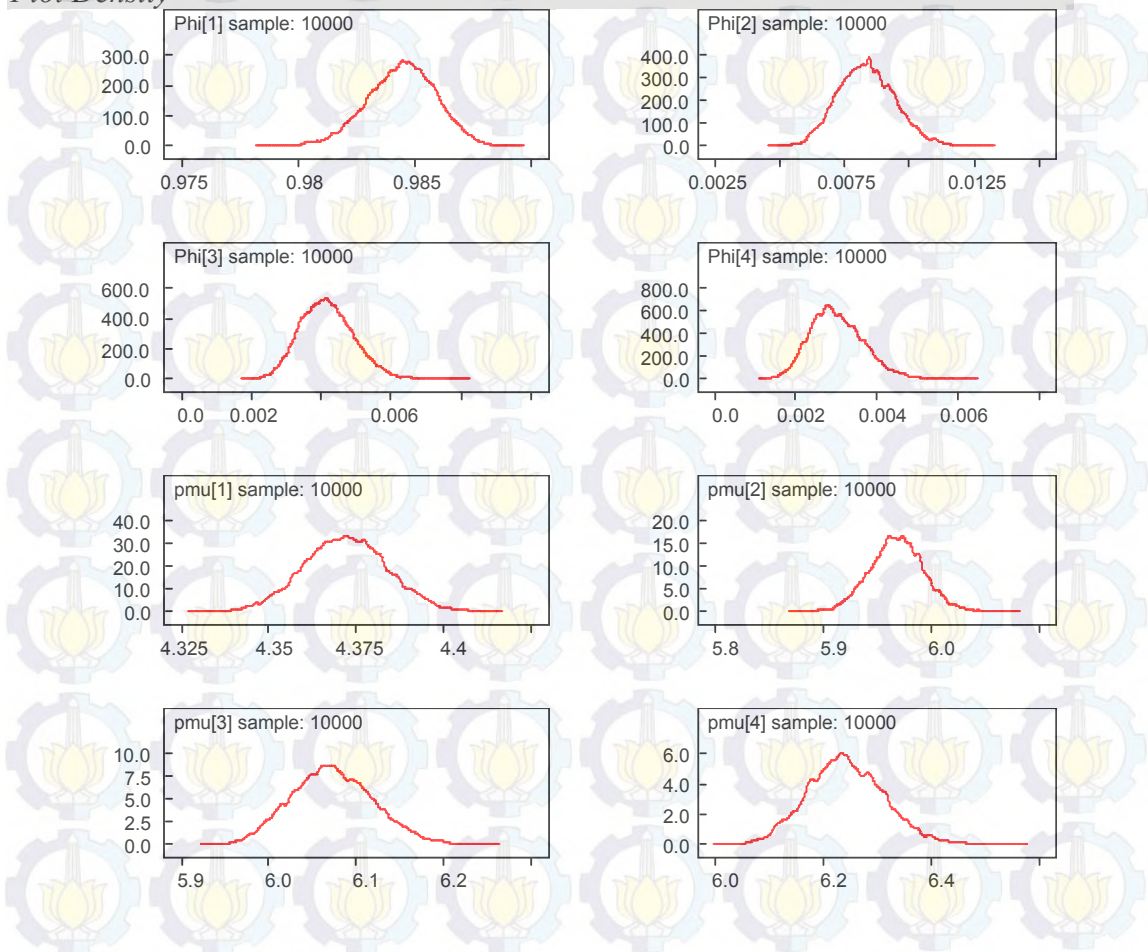
Plot History

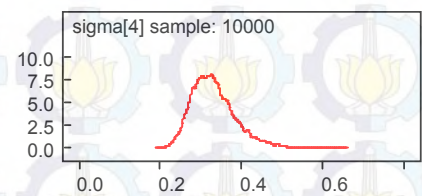
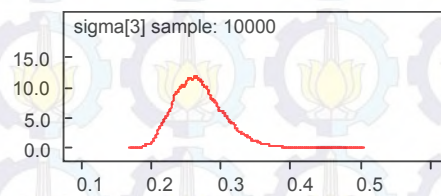
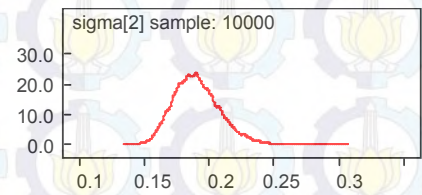
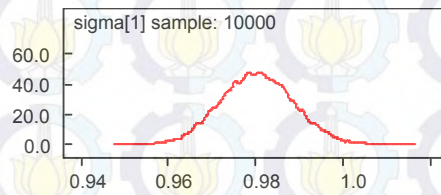
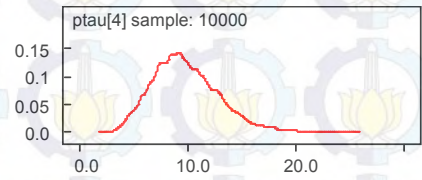
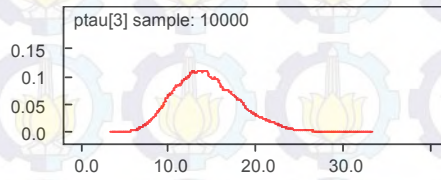
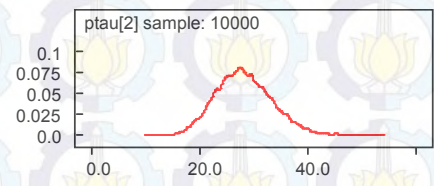
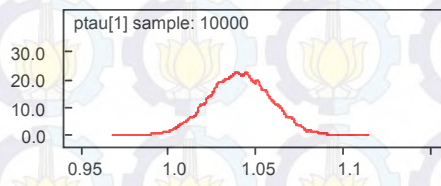




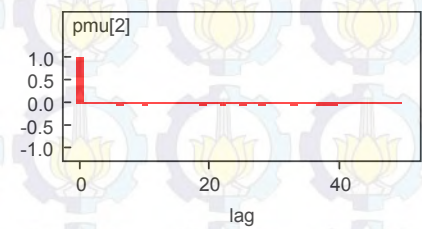
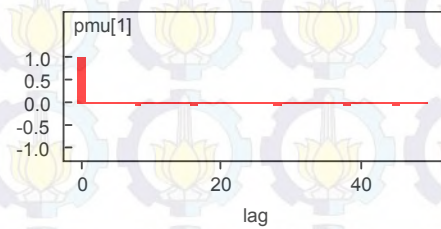
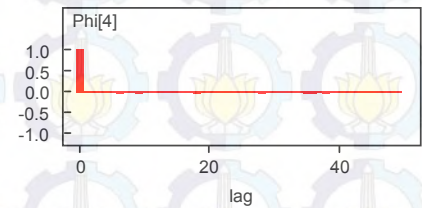
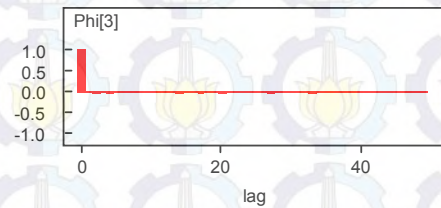
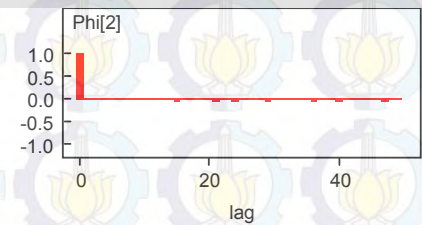
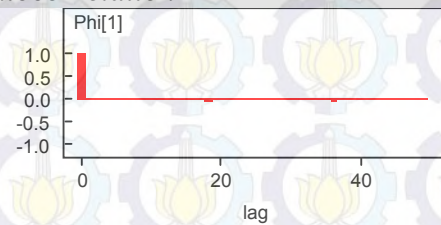


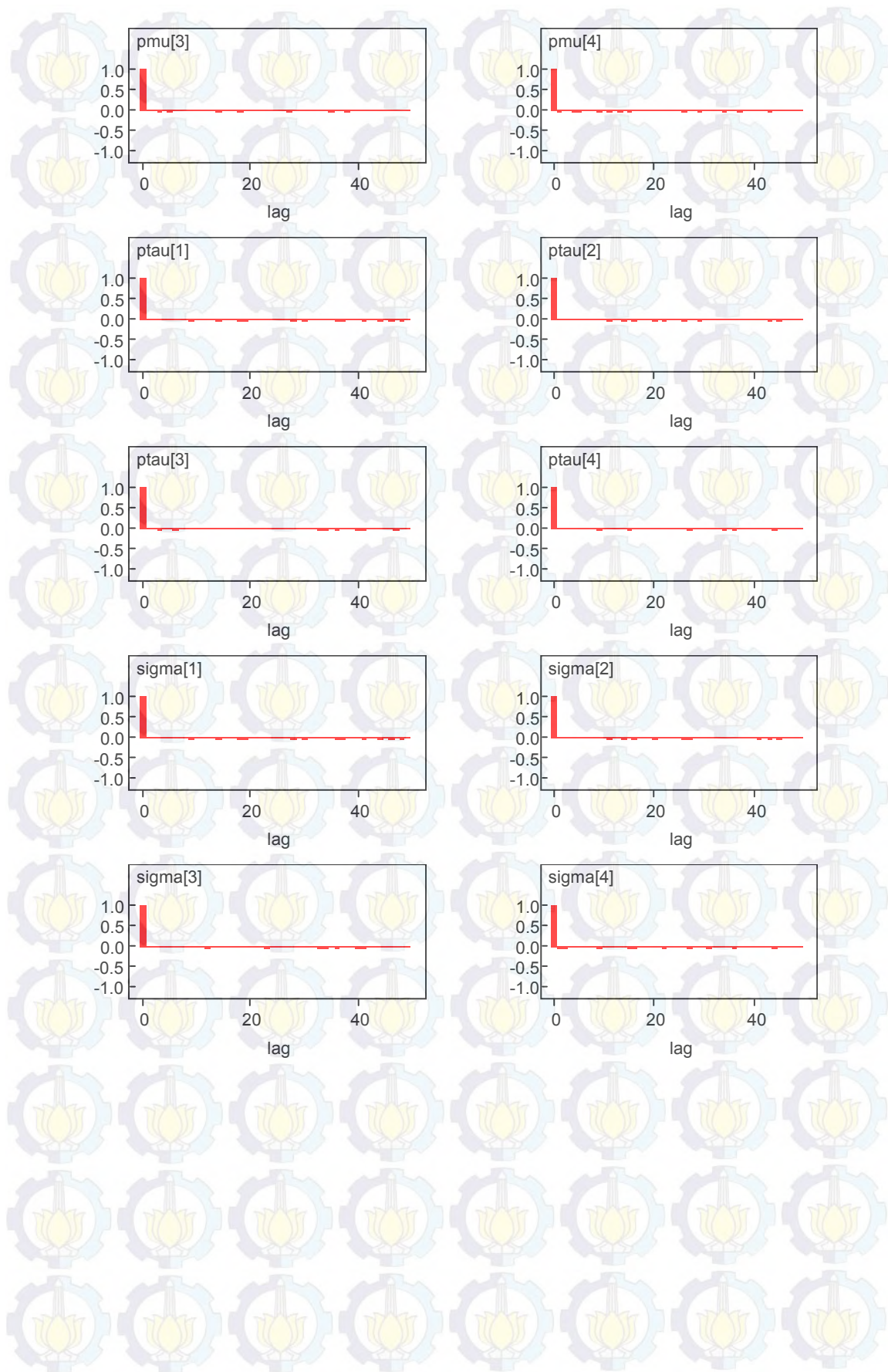
Plot Density





Plot Autocorrelation





Lampiran 14. *Syntax Maple untuk Plot Fungsi Survival*

```
> restart;  
> S1:=(1/2)-((1/2)*erf((ln(t)-mu1)/(sigma1*sqrt(2))));  
> S2:=(1/2)-((1/2)*erf((ln(t)-mu2)/(sigma2*sqrt(2))));  
> S3:=(1/2)-((1/2)*erf((ln(t)-mu3)/(sigma3*sqrt(2))));  
> S4:=(1/2)-((1/2)*erf((ln(t)-mu4)/(sigma4*sqrt(2))));  
> S:=(Pi1*(S1))+Pi2*(S2)+Pi3*(S3)+Pi4*(S4);  
> Pi1:=0,9845;  
> Pi2:=0,008356;  
> Pi3:=0,004167;  
> Pi4:=0,003018;  
> mu1:=4,372;  
> mu2:=5,968;  
> mu3:=6,073;  
> mu4:=6,243;  
> sigma1:=0,9803;  
> sigma2:=0,1905;  
> sigma3:=0,2699;  
> sigma4:=0,3309;  
> plot({S1},t=0,,31);  
> plot({S2},t=31,,35);  
> plot({S3},t=35,,38);  
> plot({S4},t=38,,53);  
> plot({S},t=0,,53);  
> plot({S1,S2,S3,S4,S},t=0,,53);
```


Lampiran 15. *Syntax Maple untuk Plot Fungsi Hazard*

```
> restart;
> h1:=(sqrt(2)*(exp((-1/2)*((ln(t)-mu1)/sigma1)^2)))/(sigma1*sqrt(Pi1)*(1-erf((ln(t)-mu1)/(sigma1*sqrt(2)))))
> h2:=(sqrt(2)*(exp((-1/2)*((ln(t)-mu2)/sigma2)^2)))/(sigma2*sqrt(Pi2)*(1-erf((ln(t)-mu2)/(sigma2*sqrt(2)))))
> h3:=(sqrt(2)*(exp((-1/2)*((ln(t)-mu3)/sigma3)^2)))/(sigma3*sqrt(Pi3)*(1-erf((ln(t)-mu3)/(sigma3*sqrt(2)))))
> h4:=(sqrt(2)*(exp((-1/2)*((ln(t)-mu4)/sigma4)^2)))/(sigma4*sqrt(Pi4)*(1-erf((ln(t)-mu4)/(sigma4*sqrt(2)))))
> h:=(Pi1*(h1))+(Pi2*(h2))+(Pi3*(h3))+(Pi4*(h4));
> Pi1:=0,9845;
> Pi2:=0,008356;
> Pi3:=0,004167;
> Pi4:=0,003018;
> mu1:=4,372;
> mu2:=5,968;
> mu3:=6,073;
> mu4:=6,243;
> sigma1:=0,9803;
> sigma2:=0,1905;
> sigma3:=0,2699;
> sigma4:=0,3309;
> plot({h1},t=0,,31);
> plot({h2},t=31,,35);
> plot({h3},t=35,,38);
> plot({h4},t=38,,53);
> plot({h},t=0,,53);
> plot({h1,h2,h3,h4,h},t=0,,53);
```


Lampiran 16. *Syntax Gibbs Sampler Mixture Log Normal 2-parameter dengan 4 Komponen Penyusun*

```

model;
{
  for(i in 1:N)
  {
    Y[i]~dlnorm(mu[i],tau[i])/(t,cen[i,])      #Distribusi_Survival
  }
  for(i in 1:N)
  {
    P[i]~dcat(Phi[1:4])      #Jumlah_Mixture
  }
  Phi[1:4]~ddirch(Alpha[])
  for(i in 1:N)
  {
    tau[i]<-ptau[P[i]]
  }
  ptau[1]~dgamma(1,1)
  ptau[2]~dgamma(1,1)
  ptau[3]~dgamma(1,1)
  ptau[4]~dgamma(1,1)
  sigma[1]<-1/sqrt(ptau[1])
  sigma[2]<-1/sqrt(ptau[2])
  sigma[3]<-1/sqrt(ptau[3])
  sigma[4]<-1/sqrt(ptau[4])

  for(i in 1:N)
  {
    mu[i]<-
    exp(b1[P[i]]*X1_D1[i]+b2[P[i]]*X2[i]+b3_1[P[i]]*X3_D1[i]+b3_2[P[i]]*X3_D2[i]+b3_3[P[i]]*X3_D3[i]+b
    4_1[P[i]]*X4_D1[i]+b4_2[P[i]]*X4_D2[i]+b4_3[P[i]]*X4_D3[i]+b5[P[i]]*X5[i]+b6_1[P[i]]*X6_D1[i]+b6_2
    [P[i]]*X6_D2[i]+b6_3[P[i]]*X6_D3[i]+b7_1[P[i]]*X7_D1[i]+b7_2[P[i]]*X7_D2[i]+b7_3[P[i]]*X7_D3[i]+b
    8[P[i]]*X8[i]+b9_1[P[i]]*X9_D1[i]+b9_2[P[i]]*X9_D2[i]+b9_3[P[i]]*X9_D3[i]+b9_4[P[i]]*X9_D4[i])
  }

  b1[1]~dnorm(1,078,2,6785)      #KomponenMixture1
  b2[1]~dnorm(0,000,1,00E-06)
  b3_1[1]~dnorm(18,260,5,7145)
  b3_2[1]~dnorm(0,000,1,00E-06)
  b3_3[1]~dnorm(0,000,1,00E-06)
  b4_1[1]~dnorm(0,000,1,00E-06)
  b4_2[1]~dnorm(0,492,2,2276)
  b4_3[1]~dnorm(3,253,5,2241)
  b5[1]~dnorm(0,000,1,00E-06)
  b6_1[1]~dnorm(0,000,1,00E-06)
  b6_2[1]~dnorm(0,000,1,00E-06)
  b6_3[1]~dnorm(0,000,1,00E-06)
  b7_1[1]~dnorm(0,916,3,1578)
  b7_2[1]~dnorm(4,771,2,4732)
  b7_3[1]~dnorm(6,911,4,6646)
  b8[1]~dnorm(23,440,1,0931)
  b9_1[1]~dnorm(0,000,1,00E-06)
  b9_2[1]~dnorm(2,193,11,4477)
  b9_3[1]~dnorm(0,000,1,00E-06)
  b9_4[1]~dnorm(0,000,1,00E-06)

  b1[2]~dnorm(25,550,24,0749)      #KomponenMixture2
  b2[2]~dnorm(0,787,2,1051)
  b3_1[2]~dnorm(0,000,1,00E-06)
  b3_2[2]~dnorm(2,699,48,5626)

```



```

b3_3[2]~dnorm(7,022,56,0404)
b4_1[2]~dnorm(16,070,34,5075)
b4_2[2]~dnorm(7,545,15,0691)
b4_3[2]~dnorm(0,000,1,00E-06)
b5[2]~dnorm(0,000,1,00E-06)
b6_1[2]~dnorm(11,920,31,8822)
b6_2[2]~dnorm(10,293,38,5557)
b6_3[2]~dnorm(0,000,1,00E-06)
b7_1[2]~dnorm(4,857,42,2726)
b7_2[2]~dnorm(12,216,17,0466)
b7_3[2]~dnorm(41,461,55,6043)
b8[2]~dnorm(0,000,1,00E-06)
b9_1[2]~dnorm(0,000,1,00E-06)
b9_2[2]~dnorm(0,000,1,00E-06)
b9_3[2]~dnorm(0,000,1,00E-06)
b9_4[2]~dnorm(6,324,3,1093)

```

```

b1[3]~dnorm(0,000,1,00E-06)
b2[3]~dnorm(0,000,1,00E-06)
b3_1[3]~dnorm(21,019,16,3401)
b3_2[3]~dnorm(27,925,15,9024)
b3_3[3]~dnorm(0,000,1,00E-06)
b4_1[3]~dnorm(0,000,1,00E-06)
b4_2[3]~dnorm(0,000,1,00E-06)
b4_3[3]~dnorm(0,000,1,00E-06)
b5[3]~dnorm(1,188,1,0136)
b6_1[3]~dnorm(3,971,7,4352)
b6_2[3]~dnorm(0,000,1,00E-06)
b6_3[3]~dnorm(0,000,1,00E-06)
b7_1[3]~dnorm(16,600,8,9837)
b7_2[3]~dnorm(6,764,5,6578)
b7_3[3]~dnorm(4,383,10,1539)
b8[3]~dnorm(2,085,1,5365)
b9_1[3]~dnorm(0,000,1,00E-06)
b9_2[3]~dnorm(0,000,1,00E-06)
b9_3[3]~dnorm(0,000,1,00E-06)
b9_4[3]~dnorm(0,000,1,00E-06)

```

#KomponenMixture3

```

b1[4]~dnorm(33,728,17,9208)
b2[4]~dnorm(3,124,1,2396)
b3_1[4]~dnorm(0,000,1,00E-06)
b3_2[4]~dnorm(0,000,1,00E-06)
b3_3[4]~dnorm(0,000,1,00E-06)
b4_1[4]~dnorm(0,000,1,00E-06)
b4_2[4]~dnorm(0,000,1,00E-06)
b4_3[4]~dnorm(0,000,1,00E-06)
b5[4]~dnorm(0,000,1,00E-06)
b6_1[4]~dnorm(37,184,23,1318)
b6_2[4]~dnorm(68,078,19,7538)
b6_3[4]~dnorm(0,000,1,00E-06)
b7_1[4]~dnorm(0,000,1,00E-06)
b7_2[4]~dnorm(0,000,1,00E-06)
b7_3[4]~dnorm(190,239,20,3742)
b8[4]~dnorm(0,000,1,00E-06)
b9_1[4]~dnorm(0,000,1,00E-06)
b9_2[4]~dnorm(0,000,1,00E-06)
b9_3[4]~dnorm(11,013,22,000)
b9_4[4]~dnorm(0,000,1,00E-06)
}

```

#KomponenMixture4

INITS

```

list(b1=c(0,0,0,0),b2=c(0,0,0,0),b3_1=c(0,0,0,0),b3_2=c(0,0,0,0),b3_3=c(0,0,0,0),b4_1=c(0,0,0,0),b
4_2=c(0,0,0,0),b4_3=c(0,0,0,0),b5=c(0,0,0,0),b6_1=c(0,0,0,0),b6_2=c(0,0,0,0),b6_3=c(0,0,0,0),b7_

```


1=c(0,0,0,0),b7_2=c(0,0,0,0),b7_3=c(0,0,0,0),b8=c(0,0,0,0),b9_1=c(0,0,0,0),b9_2=c(0,0,0,0),b9_3=c(0,0,0,0),b9_4=c(0,0,0,0))

DATA

list(N=6945,Alpha=c(1,1,1,1))

| Y[] | t,cen[] | X1_D1[] | X2[] | X3_D1[] | X3_D2[] | X3_D3[] | X4_D1[] | X4_D2[] | X4_D3[] | X5[] |
|-----|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | X6_D1[] | X6_D2[] | X6_D3[] | X7_D1[] | X7_D2[] | X7_D3[] | X8[] | X9_D1[] | X9_D2[] | X9_D3[] |
| 233 | 1 | 1 | 19 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 21 |
| | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 | 0 | 1 | 0 |
| | 0 | 1 | | | | | | | | |
| 136 | 1 | 1 | 27 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 20 |
| | 1 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 2 | 0 | 1 | 0 |
| | 0 | 1 | | | | | | | | |
| 103 | 1 | 1 | 25 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 37 |
| | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| | 0 | 1 | | | | | | | | |
| 121 | 1 | 1 | 23 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 30 |
| | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| | 0 | 1 | | | | | | | | |
| 142 | 0 | 1 | 19 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 25 |
| | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 1 | 0 |
| | 0 | 1 | | | | | | | | |

END

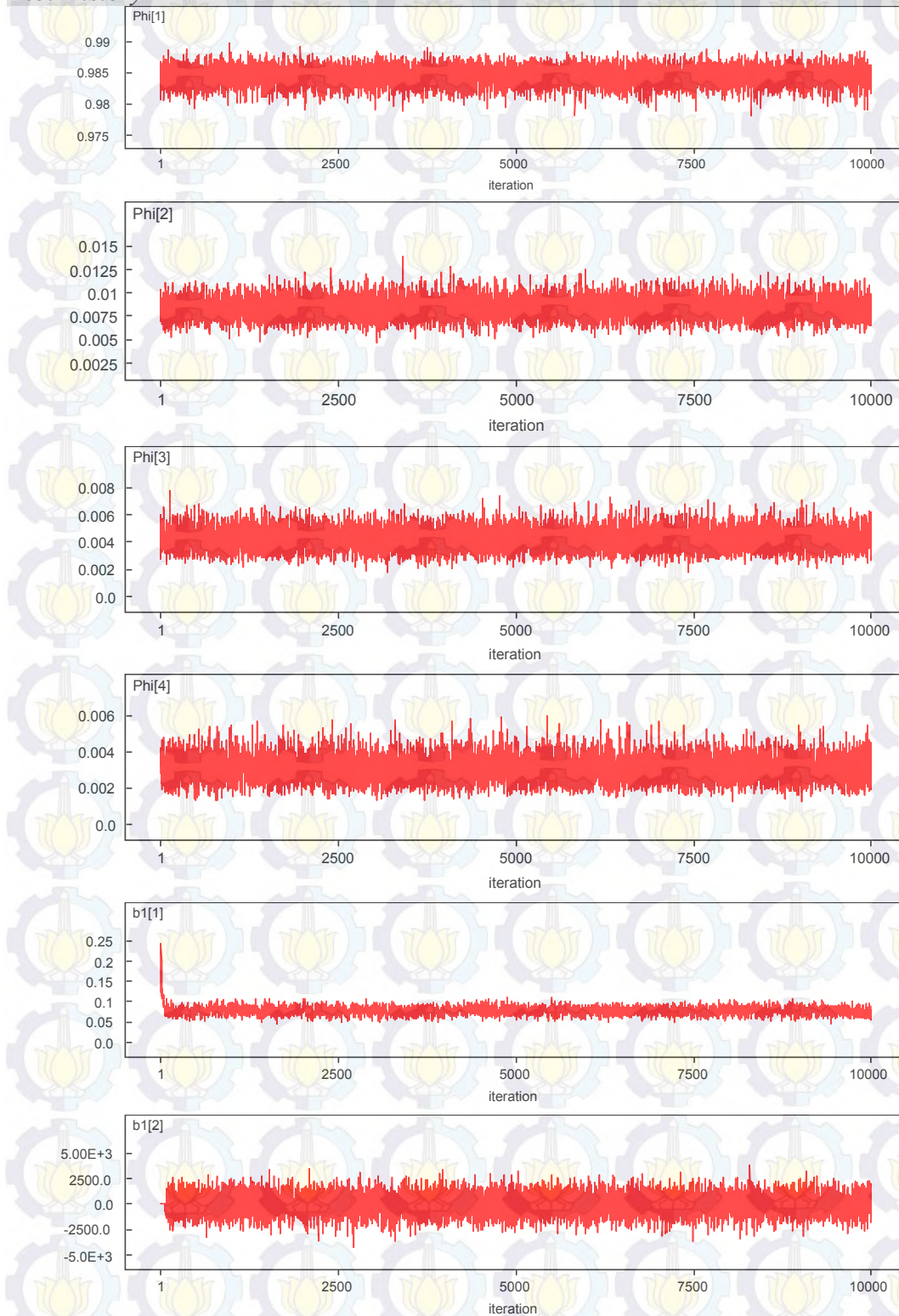
Lampiran 17. Hasil Gibbs Sampler Mixture Log Normal 2-parameter dengan 4 Komponen Penyusun

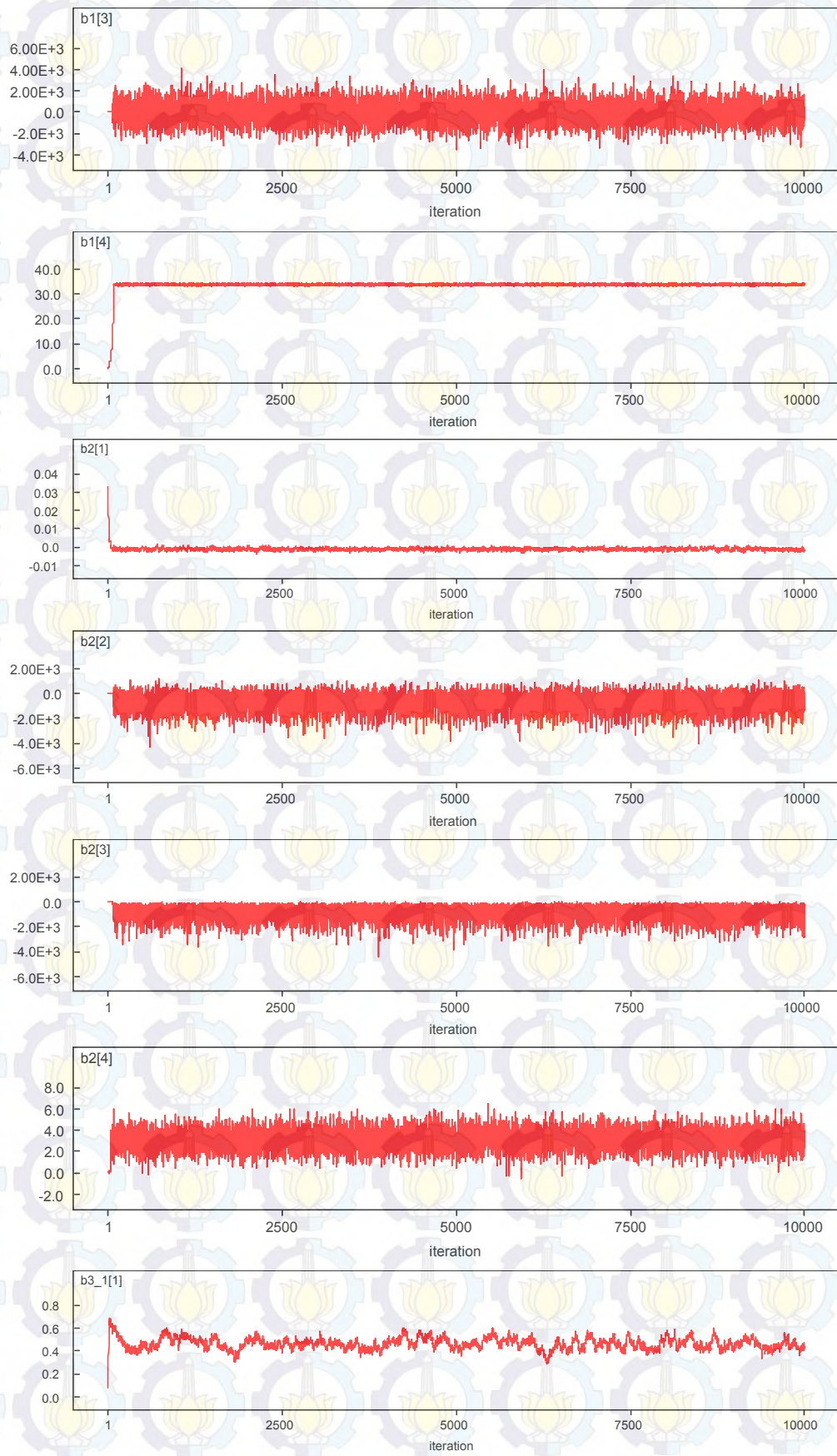
| node | mean | sd | MC error | 2,50% | median | 97,50% | start | sample |
|---------|-----------|----------|----------|----------|-----------|----------|-------|--------|
| Phi[1] | 0,9845 | 0,001488 | 1,65E-05 | 0,9814 | 0,9845 | 0,9872 | 201 | 9800 |
| Phi[2] | 0,008344 | 0,001101 | 1,18E-05 | 0,006299 | 0,008295 | 0,01064 | 201 | 9800 |
| Phi[3] | 0,004178 | 7,74E-04 | 8,29E-06 | 0,002792 | 0,004129 | 0,005819 | 201 | 9800 |
| Phi[4] | 0,003027 | 6,64E-04 | 6,76E-06 | 0,001863 | 0,002977 | 0,004433 | 201 | 9800 |
| b1[1] | 0,07767 | 0,009217 | 2,79E-04 | 0,05969 | 0,07762 | 0,09597 | 201 | 9800 |
| b1[2] | -37,87 | 998 | 10,02 | -1998 | -37,02 | 1917 | 201 | 9800 |
| b1[3] | -34,98 | 983,9 | 10,33 | -1963 | -41,67 | 1895 | 201 | 9800 |
| b1[4] | 33,73 | 0,2377 | 0,002609 | 33,26 | 33,73 | 34,19 | 201 | 9800 |
| b2[1] | -0,00102 | 6,55E-04 | 2,30E-05 | -0,0023 | -0,00102 | 2,61E-04 | 201 | 9800 |
| b2[2] | -704 | 725,4 | 7,986 | -2328 | -613,8 | 451,4 | 201 | 9800 |
| b2[3] | -867,6 | 582,6 | 5,511 | -2270 | -746,2 | -116 | 201 | 9800 |
| b2[4] | 3,115 | 0,8981 | 0,00849 | 1,39 | 3,101 | 4,889 | 201 | 9800 |
| b3_1[1] | 0,4654 | 0,0516 | 0,00421 | 0,3749 | 0,4614 | 0,5829 | 201 | 9800 |
| b3_1[2] | 15,45 | 0,299 | 0,003024 | 14,86 | 15,46 | 16,03 | 201 | 9800 |
| b3_1[3] | 21,02 | 0,2475 | 0,002482 | 20,53 | 21,02 | 21,5 | 201 | 9800 |
| b3_1[4] | -26,11 | 989 | 9,905 | -1945 | -30,72 | 1941 | 201 | 9800 |
| b3_2[1] | 0,4059 | 0,05164 | 0,004221 | 0,3162 | 0,4019 | 0,523 | 201 | 9800 |
| b3_2[2] | 11,31 | 0,3031 | 0,003029 | 10,72 | 11,3 | 11,91 | 201 | 9800 |
| b3_2[3] | 27,92 | 0,2523 | 0,002884 | 27,44 | 27,92 | 28,42 | 201 | 9800 |
| b3_2[4] | -10,7 | 1004 | 9,773 | -2023 | -1,356 | 1913 | 201 | 9800 |
| b3_3[1] | 0,4183 | 0,05156 | 0,004208 | 0,3295 | 0,4137 | 0,5362 | 201 | 9800 |
| b3_3[2] | 15,39 | 0,2817 | 0,002554 | 14,84 | 15,39 | 15,95 | 201 | 9800 |
| b3_3[3] | -6,423 | 998,2 | 9,553 | -1949 | -19,07 | 1984 | 201 | 9800 |
| b3_3[4] | -10,04 | 989,4 | 9,35 | -1928 | -8,332 | 1891 | 201 | 9800 |
| b4_1[1] | 0,1086 | 0,01566 | 4,65E-04 | 0,07775 | 0,1083 | 0,1402 | 201 | 9800 |
| b4_1[2] | 2,524 | 0,3573 | 0,003516 | 1,824 | 2,521 | 3,224 | 201 | 9800 |
| b4_1[3] | -26,58 | 977,1 | 9,448 | -1920 | -32,15 | 1868 | 201 | 9800 |
| b4_1[4] | -23,75 | 996,3 | 10,08 | -1986 | -24,47 | 1928 | 201 | 9800 |
| b4_2[1] | 0,1368 | 0,02201 | 5,11E-04 | 0,09438 | 0,1368 | 0,1795 | 201 | 9800 |
| b4_2[2] | -3,208 | 1002 | 8,827 | -1967 | -8,66 | 1973 | 201 | 9800 |
| b4_2[3] | -26,64 | 997,4 | 10,01 | -1978 | -25,71 | 1927 | 201 | 9800 |
| b4_2[4] | -13,64 | 997,1 | 9,067 | -2003 | -8,043 | 1922 | 201 | 9800 |
| b4_3[1] | 0,1277 | 0,01562 | 4,76E-04 | 0,09721 | 0,1277 | 0,1586 | 201 | 9800 |
| b4_3[2] | 2,612 | 0,3102 | 0,003836 | 2,009 | 2,608 | 3,224 | 201 | 9800 |
| b4_3[3] | -12,8 | 995,3 | 10 | -1953 | -18,59 | 1920 | 201 | 9800 |
| b4_3[4] | -12,54 | 988,1 | 9,978 | -1976 | -6,846 | 1951 | 201 | 9800 |
| b5[1] | -4,39E-04 | 6,17E-04 | 2,01E-05 | -0,00165 | -4,25E-04 | 7,51E-04 | 201 | 9800 |
| b5[2] | -677,8 | 729,2 | 6,79 | -2301 | -594,7 | 510,6 | 201 | 9800 |
| b5[3] | 1,184 | 0,9928 | 0,01188 | -0,8057 | 1,192 | 3,075 | 201 | 9800 |
| b5[4] | -910,6 | 583,5 | 5,643 | -2295 | -800 | -122,8 | 201 | 9800 |
| b6_1[1] | 0,8079 | 0,05918 | 0,004867 | 0,6771 | 0,8127 | 0,9147 | 201 | 9800 |
| b6_1[2] | 9,926 | 0,3649 | 0,003408 | 9,201 | 9,926 | 10,64 | 201 | 9800 |
| b6_1[3] | 3,97 | 0,3682 | 0,003248 | 3,253 | 3,97 | 4,69 | 201 | 9800 |
| b6_1[4] | 37,18 | 0,2072 | 0,001935 | 36,78 | 37,18 | 37,59 | 201 | 9800 |
| b6_2[1] | 0,8197 | 0,05912 | 0,004825 | 0,6876 | 0,824 | 0,9274 | 201 | 9800 |
| b6_2[2] | 17,34 | 0,3413 | 0,003623 | 16,67 | 17,34 | 18,01 | 201 | 9800 |
| b6_2[3] | -9,362 | 994,7 | 10,46 | -1943 | -8,133 | 1966 | 201 | 9800 |
| b6_2[4] | 68,08 | 0,2249 | 0,002261 | 67,64 | 68,08 | 68,52 | 201 | 9800 |
| b6_3[1] | 0,8455 | 0,05785 | 0,004751 | 0,7163 | 0,85 | 0,9485 | 201 | 9800 |
| b6_3[2] | -0,5123 | 1006 | 11,33 | -1962 | 9,272 | 1989 | 201 | 9800 |
| b6_3[3] | 6,088 | 1002 | 10,49 | -1967 | 11,48 | 1980 | 201 | 9800 |
| b6_3[4] | -1,238 | 1005 | 9,958 | -1981 | -7,485 | 1970 | 201 | 9800 |
| b7_1[1] | 0,02979 | 0,01085 | 2,37E-04 | 0,008582 | 0,02972 | 0,05144 | 201 | 9800 |
| b7_1[2] | -21,29 | 1001 | 12,23 | -1960 | -8,764 | 1903 | 201 | 9800 |
| b7_1[3] | 16,6 | 0,3342 | 0,003059 | 15,95 | 16,6 | 17,26 | 201 | 9800 |
| b7_1[4] | -20,63 | 995,8 | 9,517 | -1997 | -14,26 | 1905 | 201 | 9800 |
| b7_2[1] | 0,04284 | 0,01591 | 2,32E-04 | 0,01117 | 0,04272 | 0,07446 | 201 | 9800 |
| b7_2[2] | 0,8193 | 0,5102 | 0,005573 | -0,1716 | 0,8145 | 1,813 | 201 | 9800 |
| b7_2[3] | 6,765 | 0,4148 | 0,003796 | 5,954 | 6,761 | 7,586 | 201 | 9800 |
| b7_2[4] | -6,104 | 988 | 10,13 | -1992 | -4,926 | 1925 | 201 | 9800 |
| b7_3[1] | 0,03232 | 0,01104 | 2,03E-04 | 0,01084 | 0,03237 | 0,0539 | 201 | 9800 |
| b7_3[2] | 12,2 | 0,2817 | 0,002682 | 11,65 | 12,2 | 12,75 | 201 | 9800 |
| b7_3[3] | 4,385 | 0,3118 | 0,003428 | 3,788 | 4,38 | 5,014 | 201 | 9800 |
| b7_3[4] | 190,2 | 0,2241 | 0,002152 | 189,8 | 190,2 | 190,7 | 201 | 9800 |
| b8[1] | 0,07684 | 0,003358 | 4,75E-05 | 0,07019 | 0,07685 | 0,08333 | 201 | 9800 |

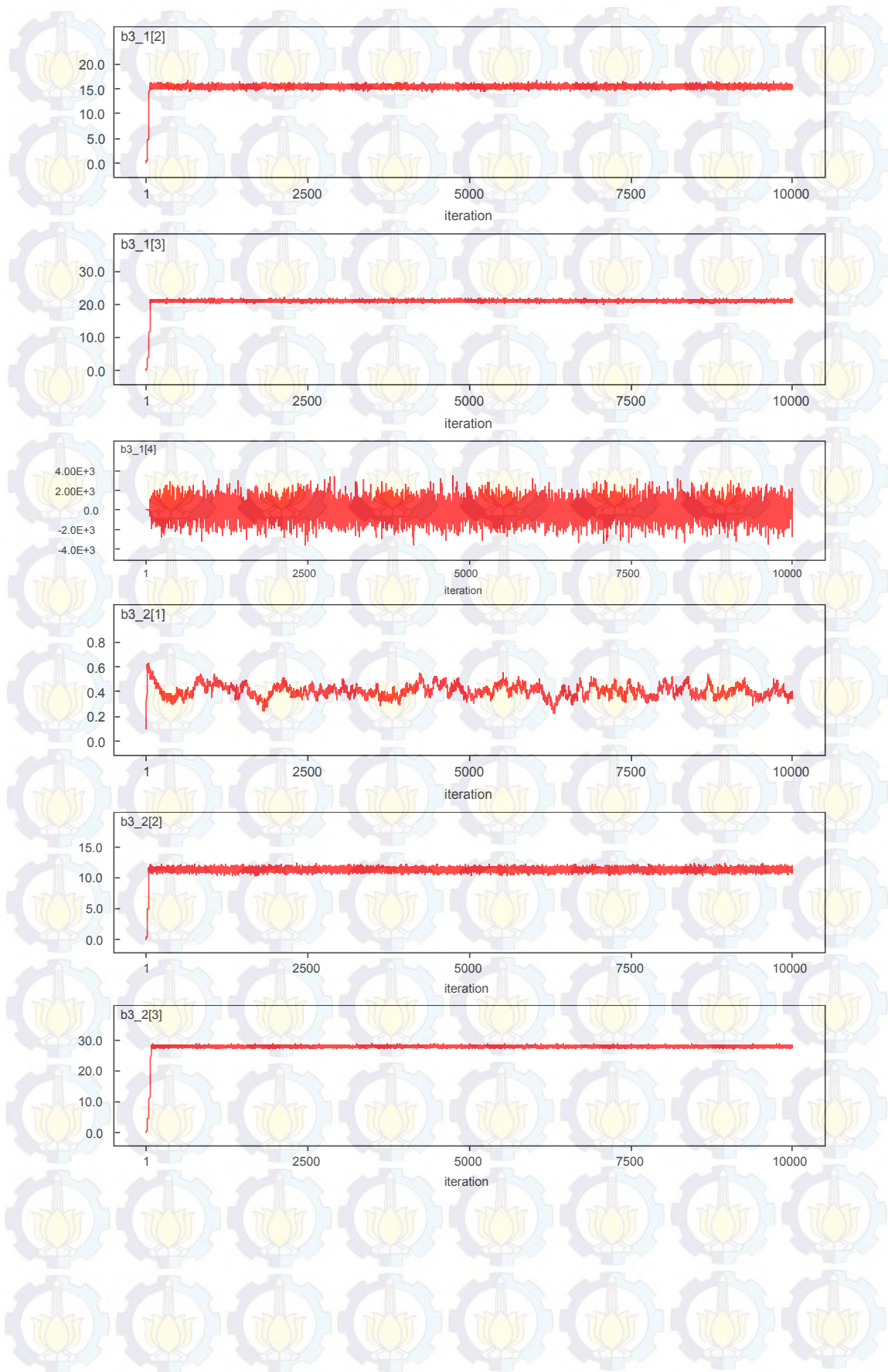
| | | | | | | | | |
|----------|----------|----------|----------|----------|----------|---------|-----|------|
| b8[2] | 0,09314 | 0,9056 | 0,008631 | -1,648 | 0,09841 | 1,896 | 201 | 9800 |
| b8[3] | 2,093 | 0,8068 | 0,008851 | 0,5075 | 2,09 | 3,672 | 201 | 9800 |
| b8[4] | -100,9 | 956,4 | 10,53 | -1996 | -95,6 | 1744 | 201 | 9800 |
| b9_1[1] | -0,01248 | 0,05233 | 5,00E-04 | -0,1184 | -0,01157 | 0,08477 | 201 | 9800 |
| b9_1[2] | 3,093 | 1003 | 9,3 | -1990 | 6,991 | 1936 | 201 | 9800 |
| b9_1[3] | 5,417 | 1005 | 10,44 | -1969 | -11,69 | 1978 | 201 | 9800 |
| b9_1[4] | -6,394 | 1009 | 10,11 | -2018 | -10,32 | 1981 | 201 | 9800 |
| b9_2[1] | 0,06199 | 0,03585 | 4,44E-04 | -0,00847 | 0,06232 | 0,1305 | 201 | 9800 |
| b9_2[2] | 11,88 | 1004 | 9,144 | -1976 | 6,626 | 1970 | 201 | 9800 |
| b9_2[3] | -0,5802 | 998,9 | 10,56 | -1957 | -0,6684 | 1954 | 201 | 9800 |
| b9_2[4] | 8,716 | 999,8 | 8,803 | -2003 | 13,77 | 1964 | 201 | 9800 |
| b9_3[1] | 0,01594 | 0,02165 | 2,25E-04 | -0,02755 | 0,01615 | 0,0577 | 201 | 9800 |
| b9_3[2] | -0,09644 | 1004 | 10,02 | -1986 | 8,882 | 1941 | 201 | 9800 |
| b9_3[3] | 2,901 | 997,3 | 10,02 | -1923 | -11,62 | 1970 | 201 | 9800 |
| b9_3[4] | -7,372 | 1005 | 10,81 | -1968 | -17,94 | 1971 | 201 | 9800 |
| b9_4[1] | 0,01501 | 0,006561 | 8,40E-05 | 0,002216 | 0,01501 | 0,02797 | 201 | 9800 |
| b9_4[2] | 6,322 | 0,5642 | 0,005776 | 5,234 | 6,321 | 7,439 | 201 | 9800 |
| b9_4[3] | -13,55 | 997,8 | 8,298 | -1972 | -10,8 | 1945 | 201 | 9800 |
| b9_4[4] | 11,01 | 0,2126 | 0,002147 | 10,59 | 11,01 | 11,42 | 201 | 9800 |
| ptau[1] | 0,809 | 0,01396 | 1,72E-04 | 0,7817 | 0,809 | 0,8366 | 201 | 9800 |
| ptau[2] | 0,02906 | 0,005344 | 4,95E-05 | 0,01953 | 0,02874 | 0,04032 | 201 | 9800 |
| ptau[3] | 0,02907 | 0,007595 | 7,44E-05 | 0,01629 | 0,02828 | 0,04599 | 201 | 9800 |
| ptau[4] | 0,02813 | 0,008577 | 8,22E-05 | 0,01369 | 0,0274 | 0,04752 | 201 | 9800 |
| sigma[1] | 1,112 | 0,0096 | 1,18E-04 | 1,093 | 1,112 | 1,131 | 201 | 9800 |
| sigma[2] | 5,941 | 0,556 | 0,00522 | 4,98 | 5,899 | 7,157 | 201 | 9800 |
| sigma[3] | 6,018 | 0,8059 | 0,007705 | 4,665 | 5,947 | 7,835 | 201 | 9800 |
| sigma[4] | 6,182 | 1,002 | 0,009805 | 4,588 | 6,042 | 8,551 | 201 | 9800 |

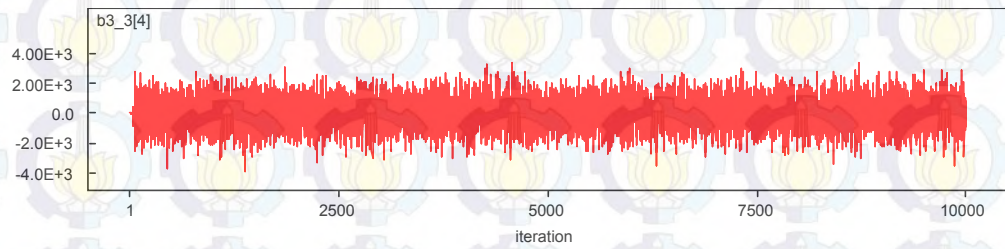
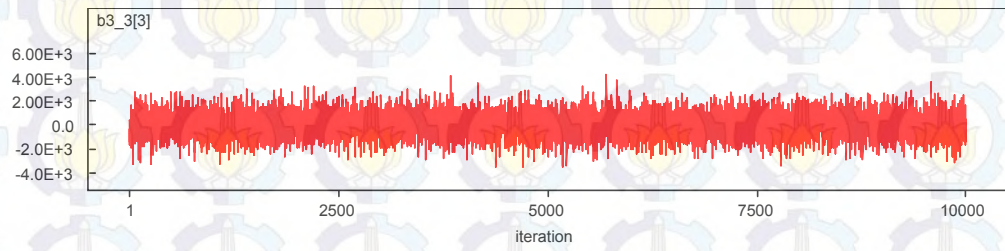
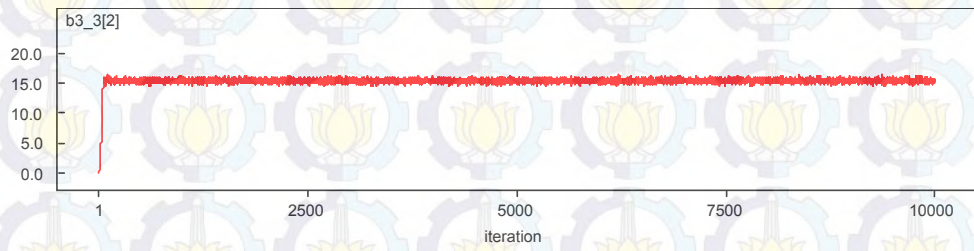
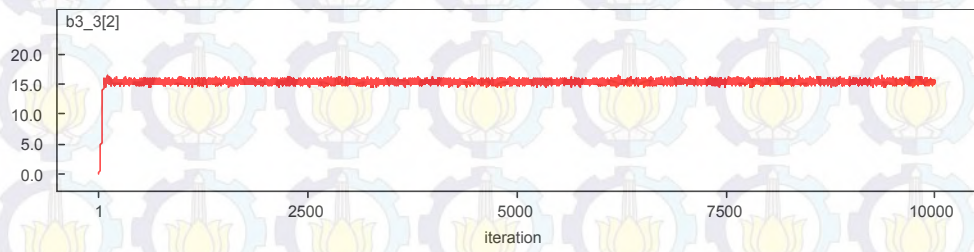
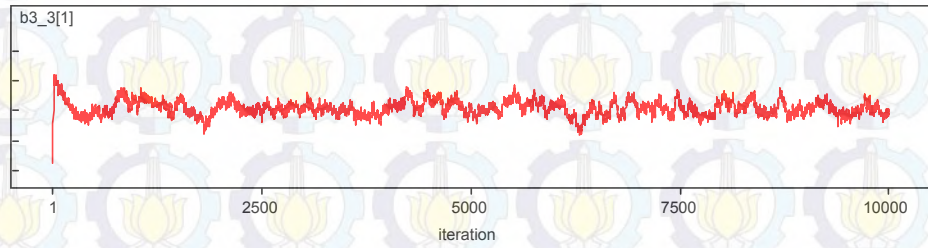
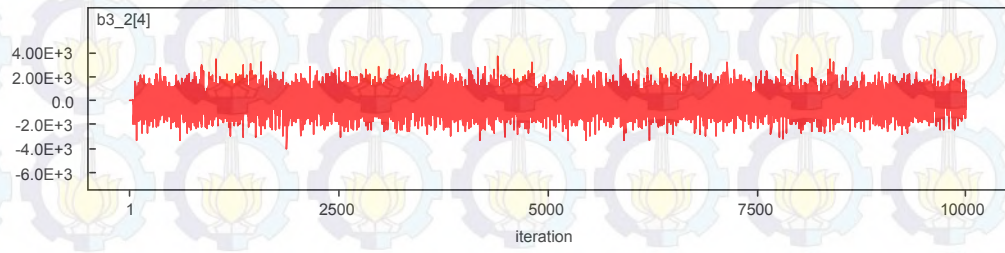
Lampiran 18. *Plot History, Density, dan Autocorrelation Mixture Log Normal 2-parameter dengan 4 Komponen Penyusun*

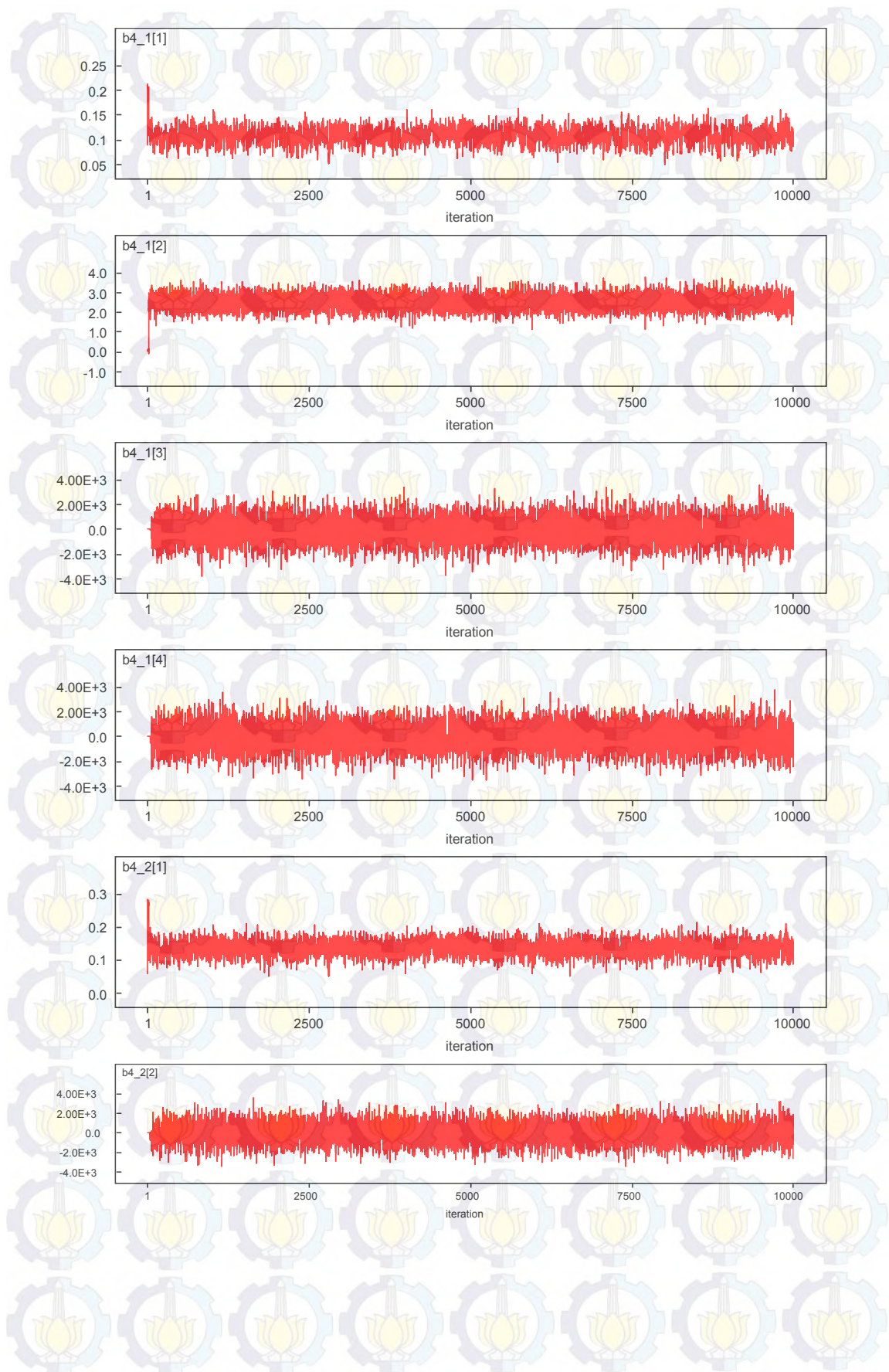
Plot History

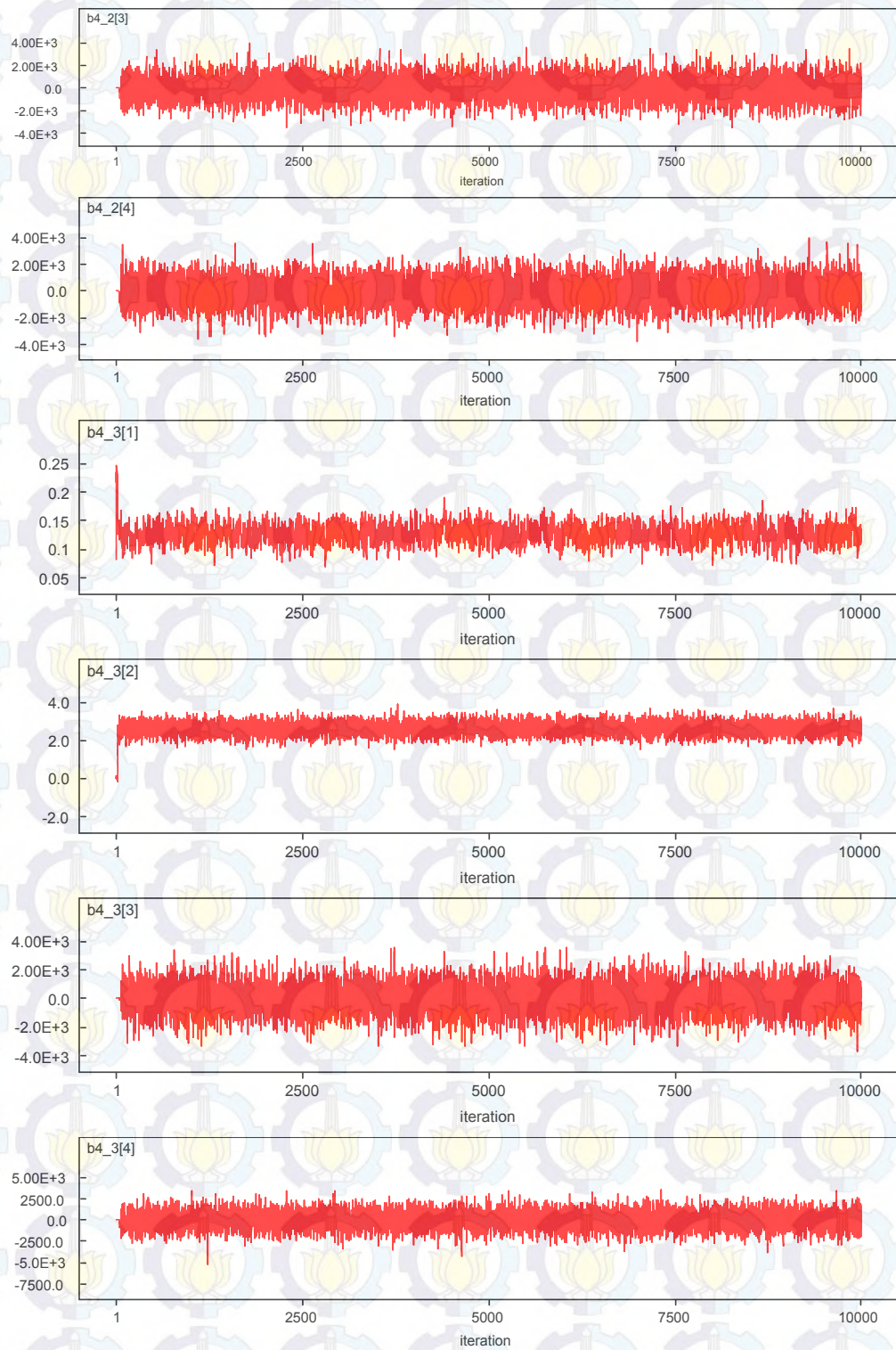


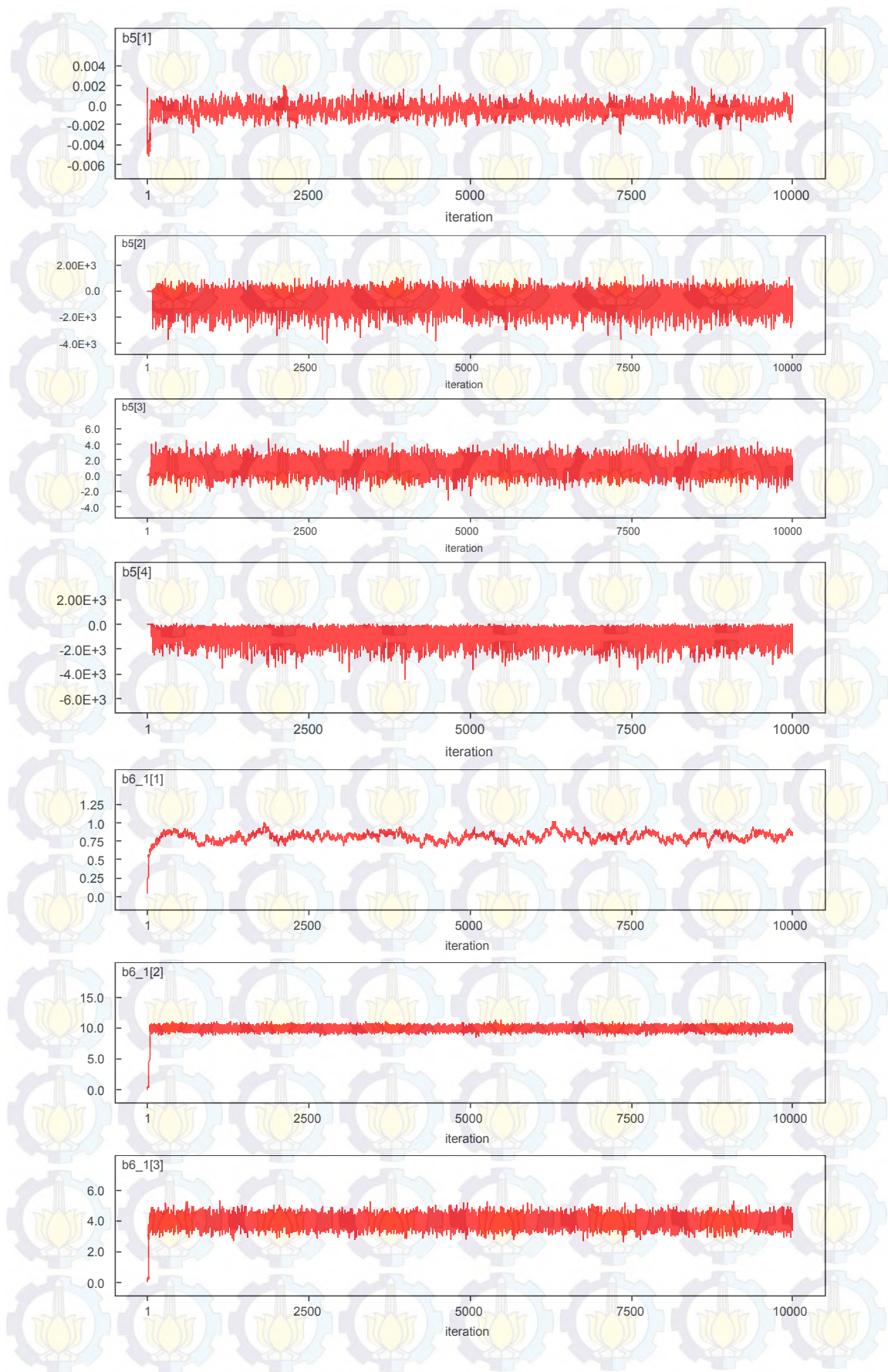


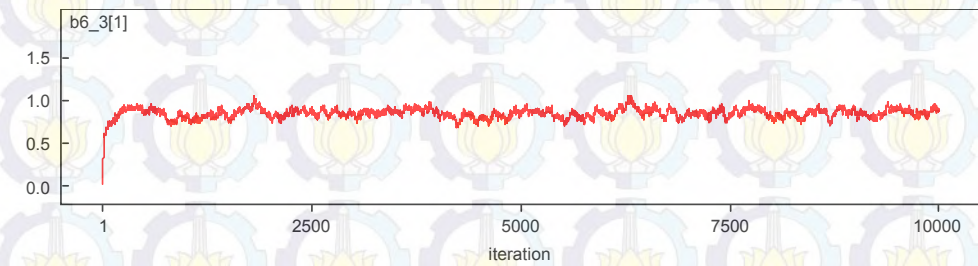
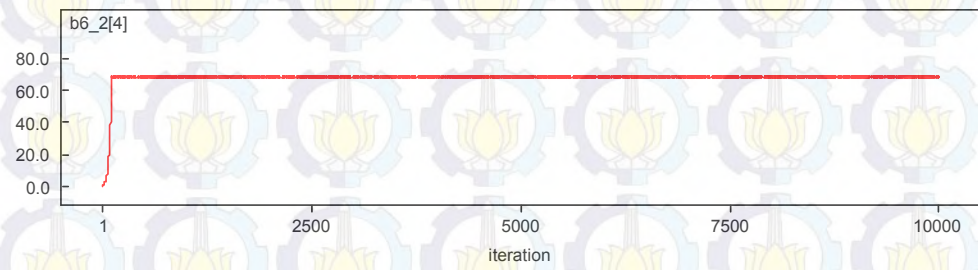
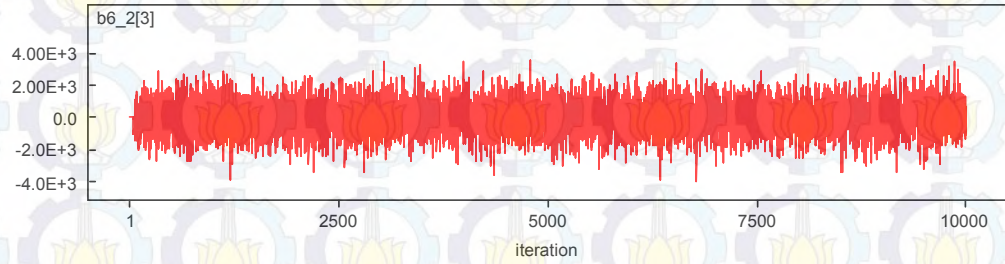
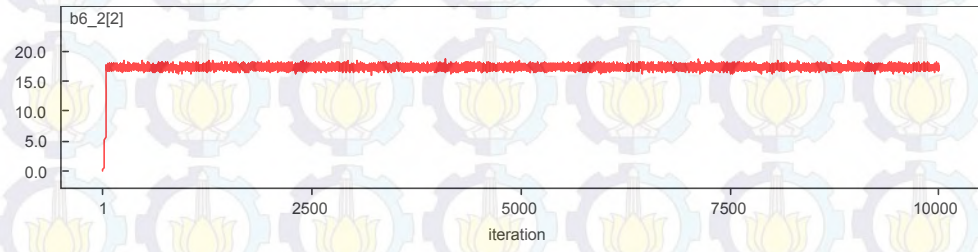
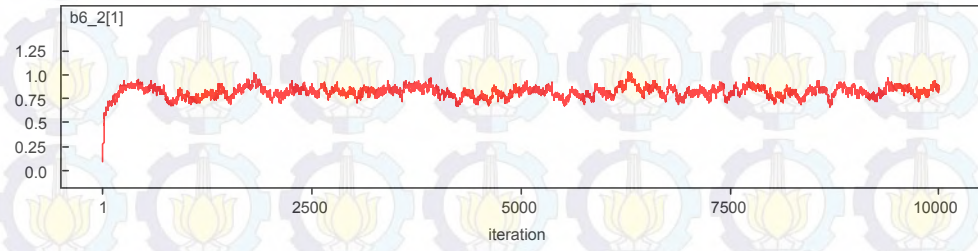
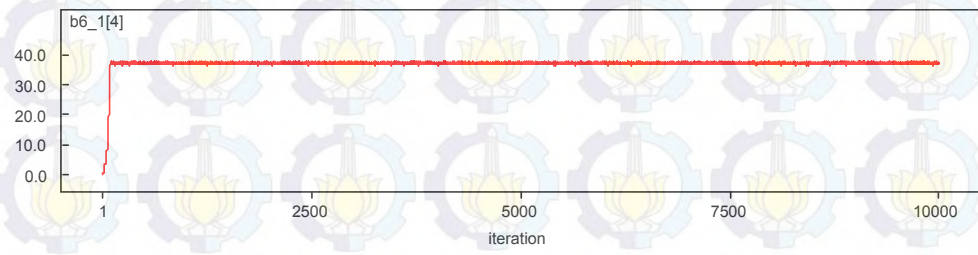


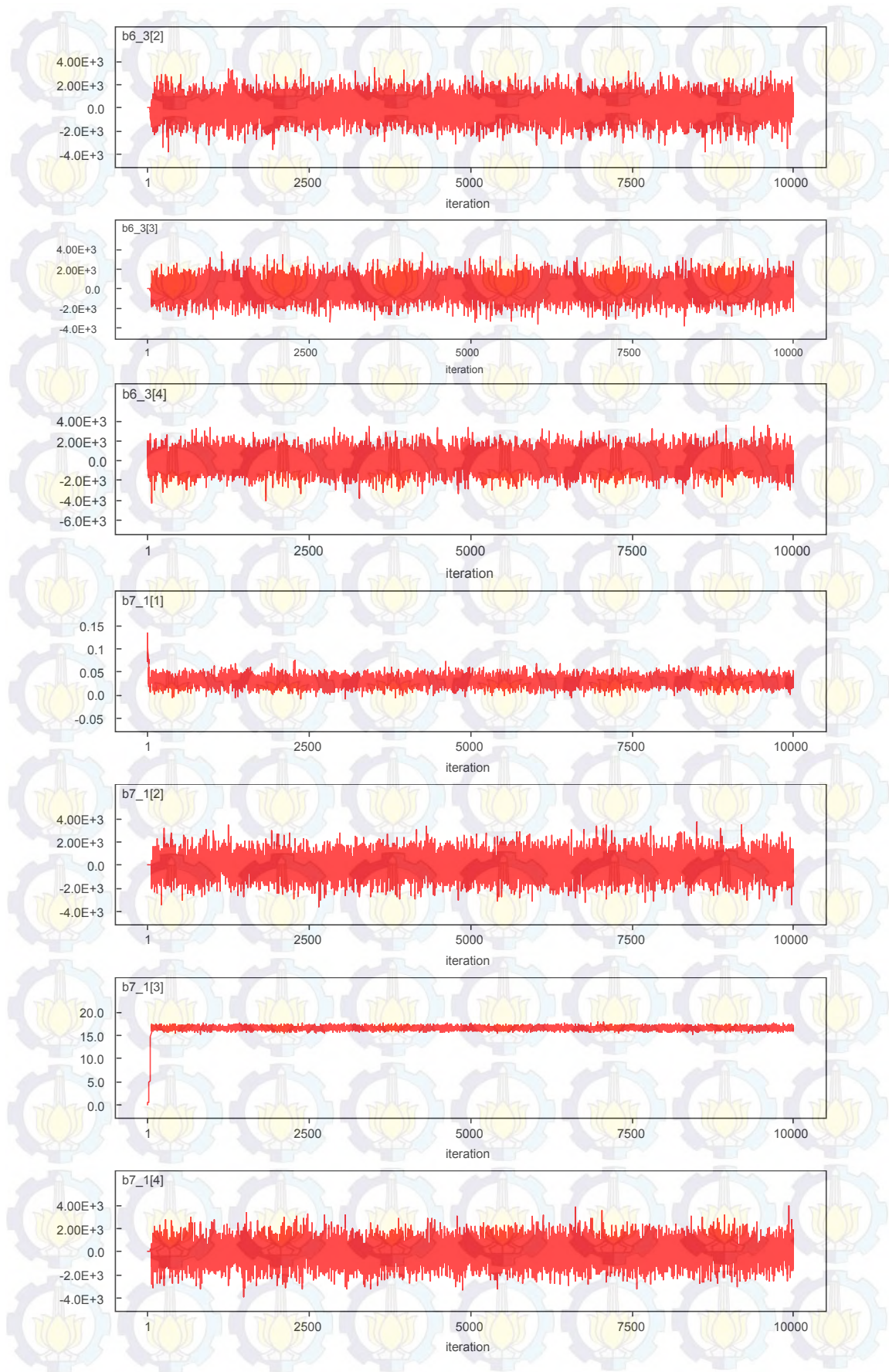


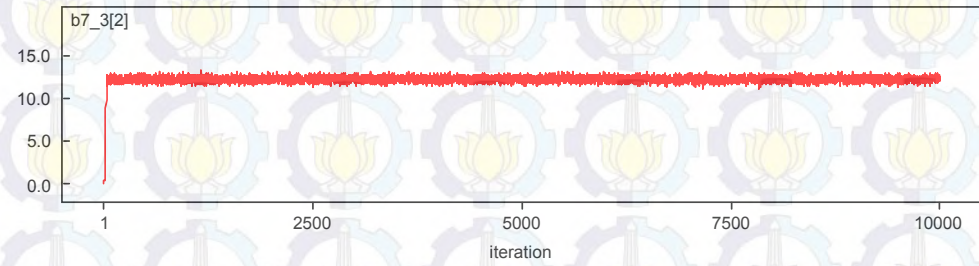
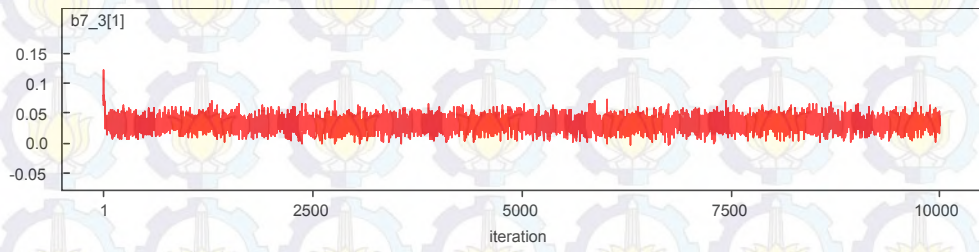
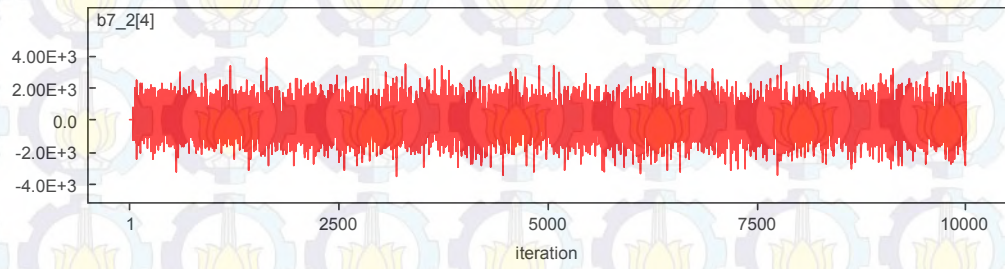
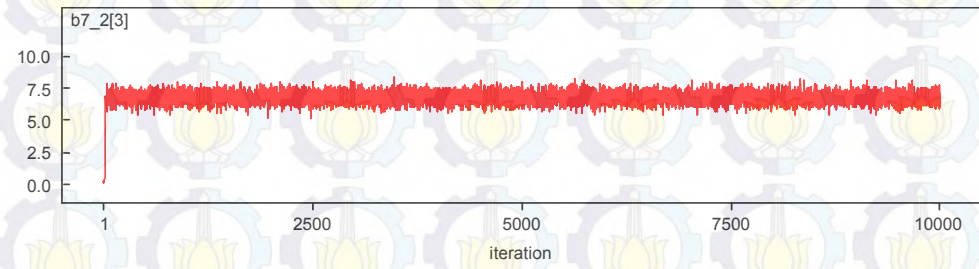
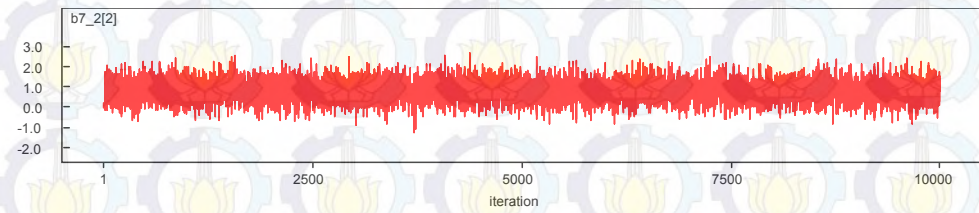
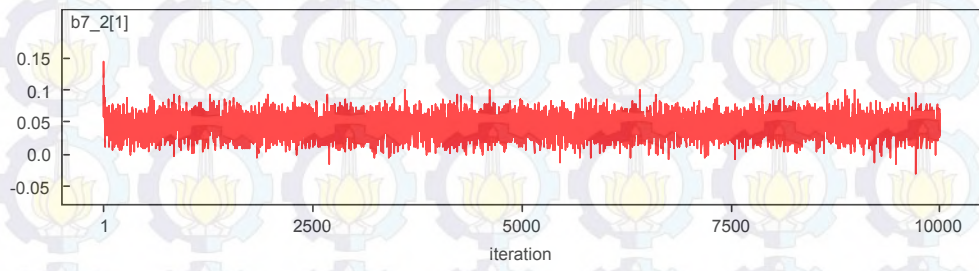


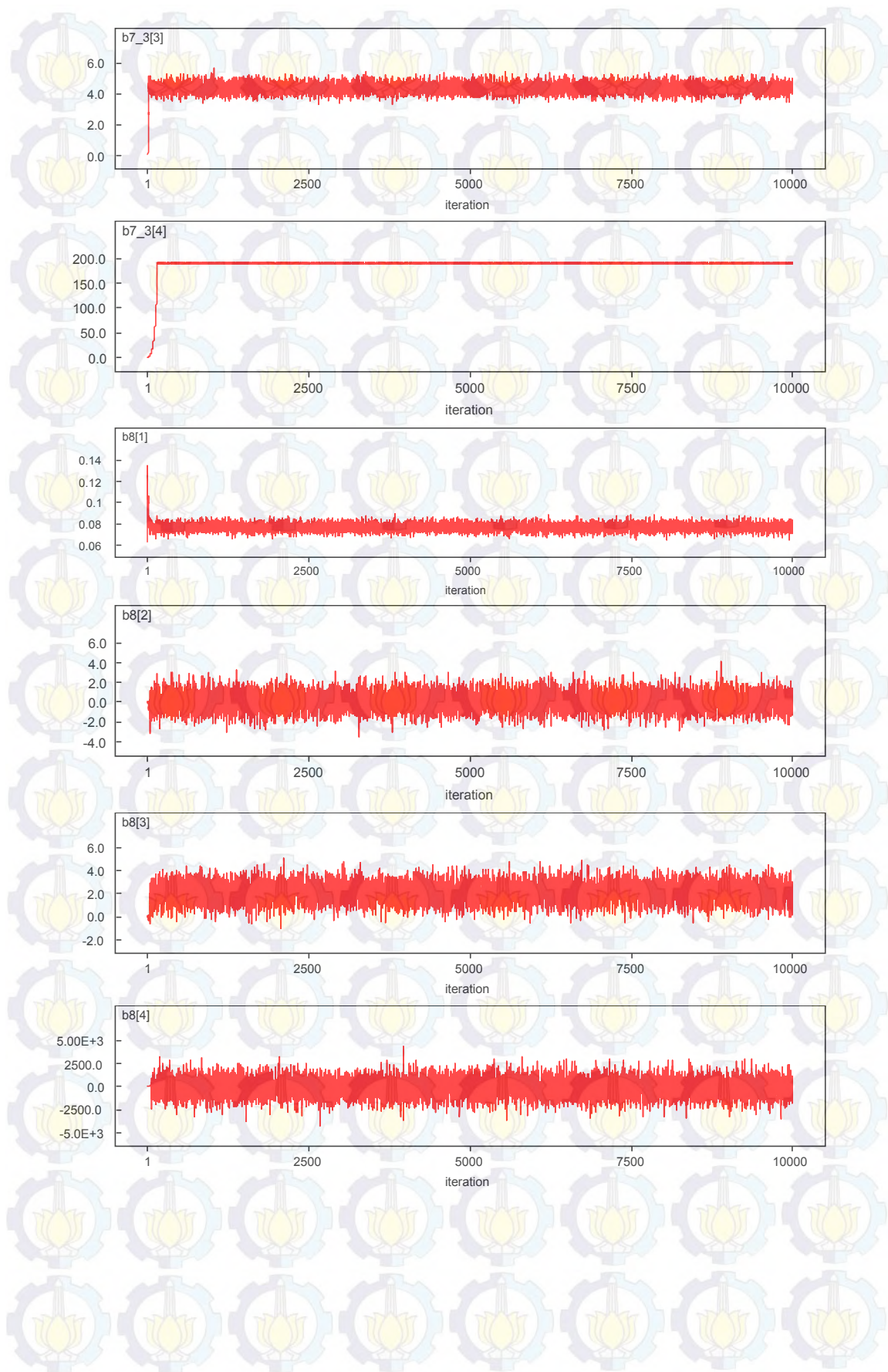


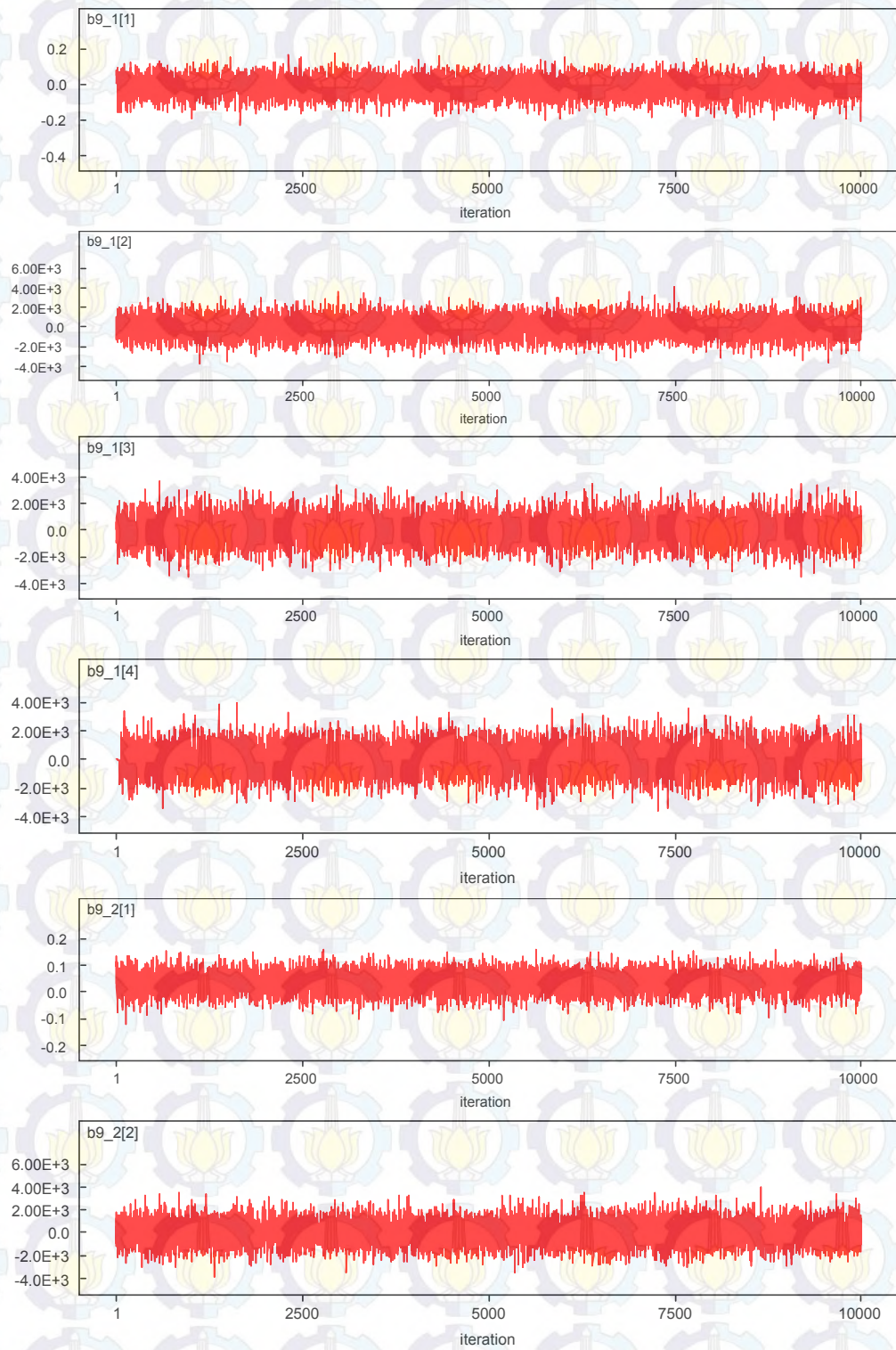


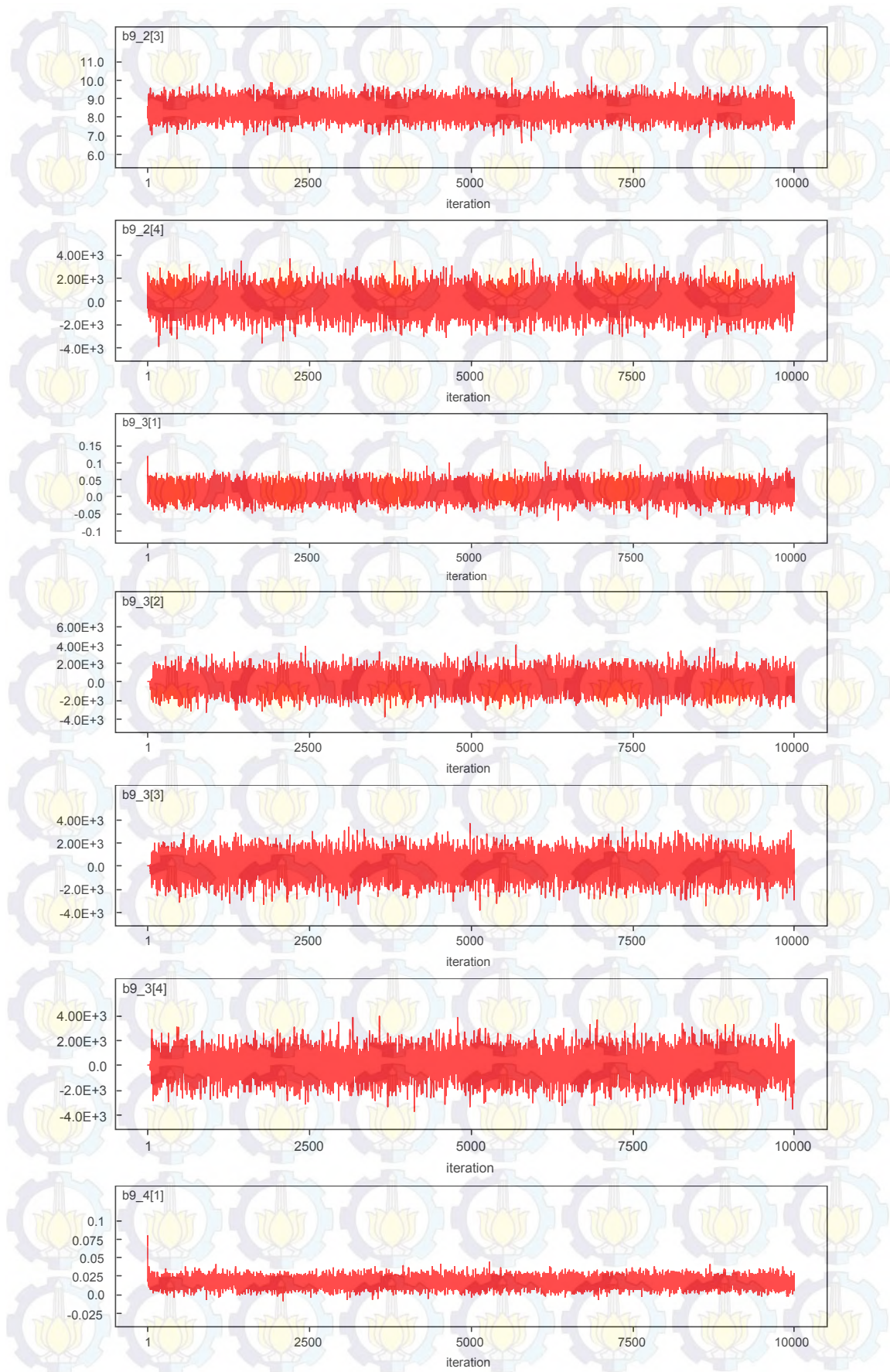


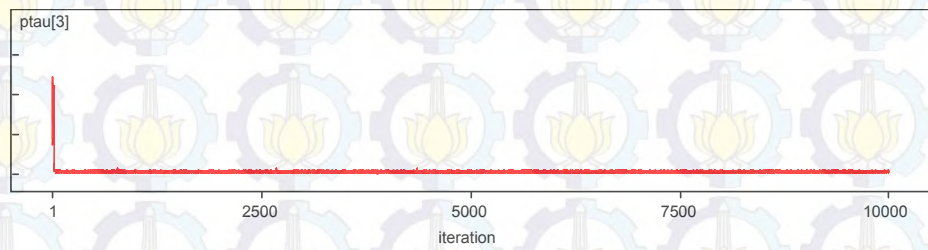
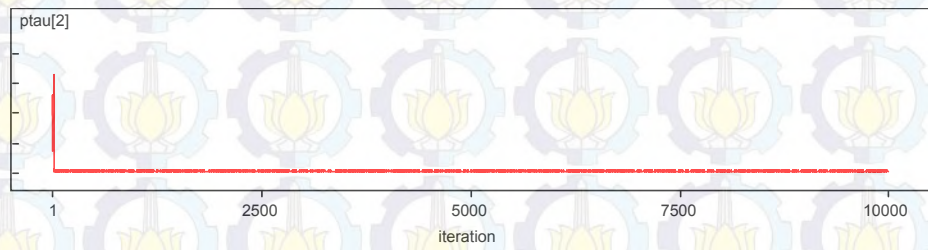
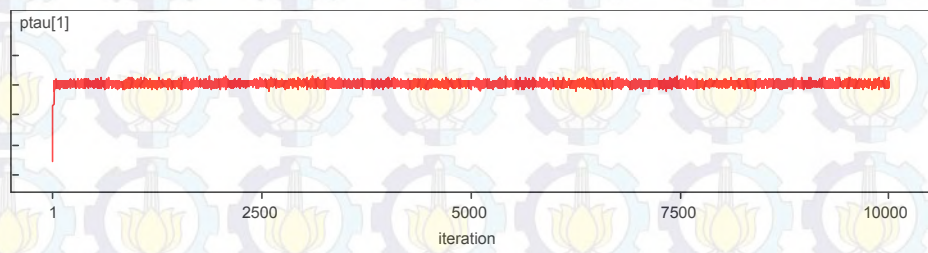
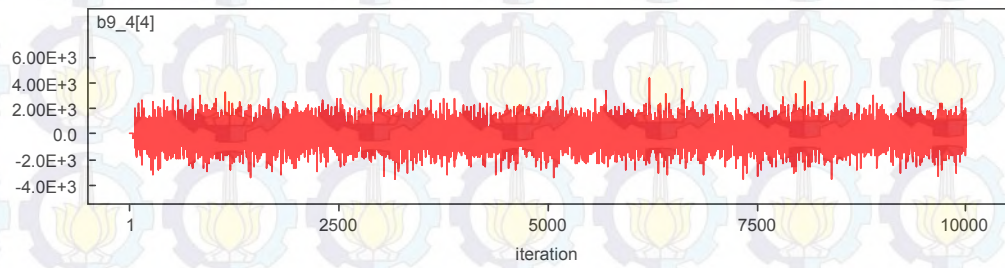
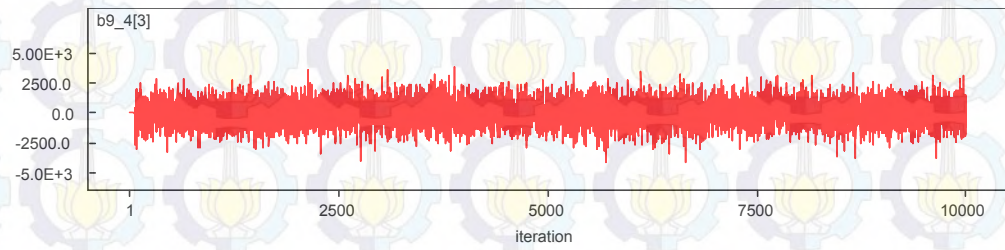
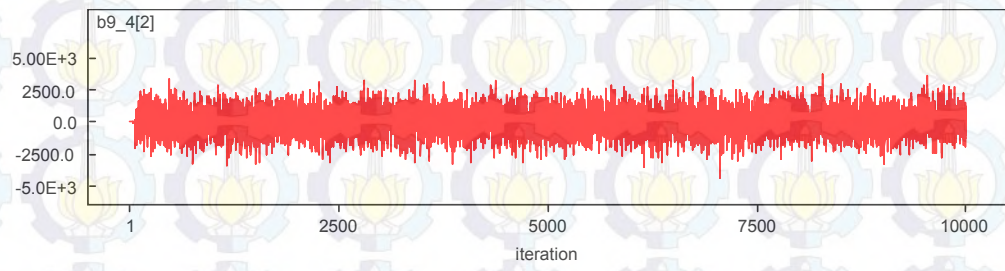


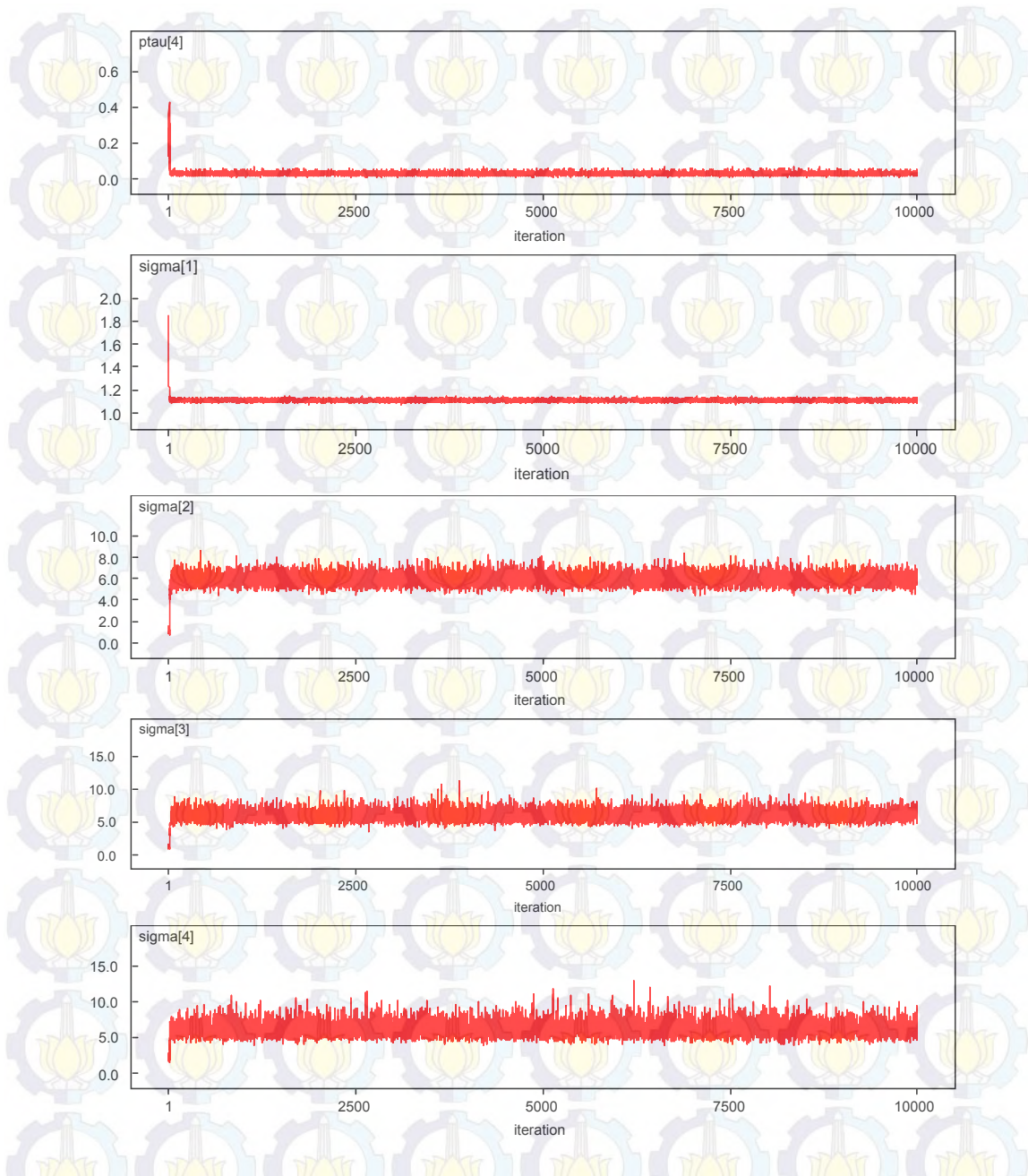




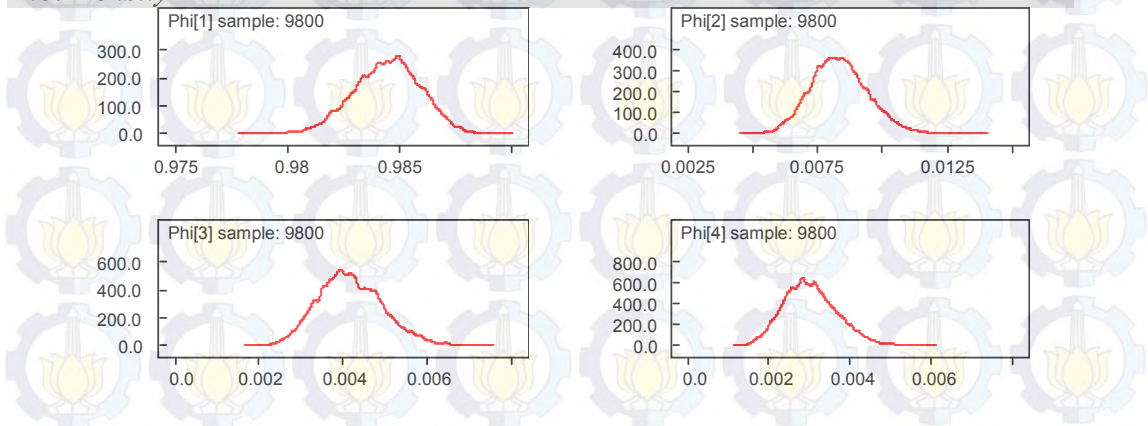


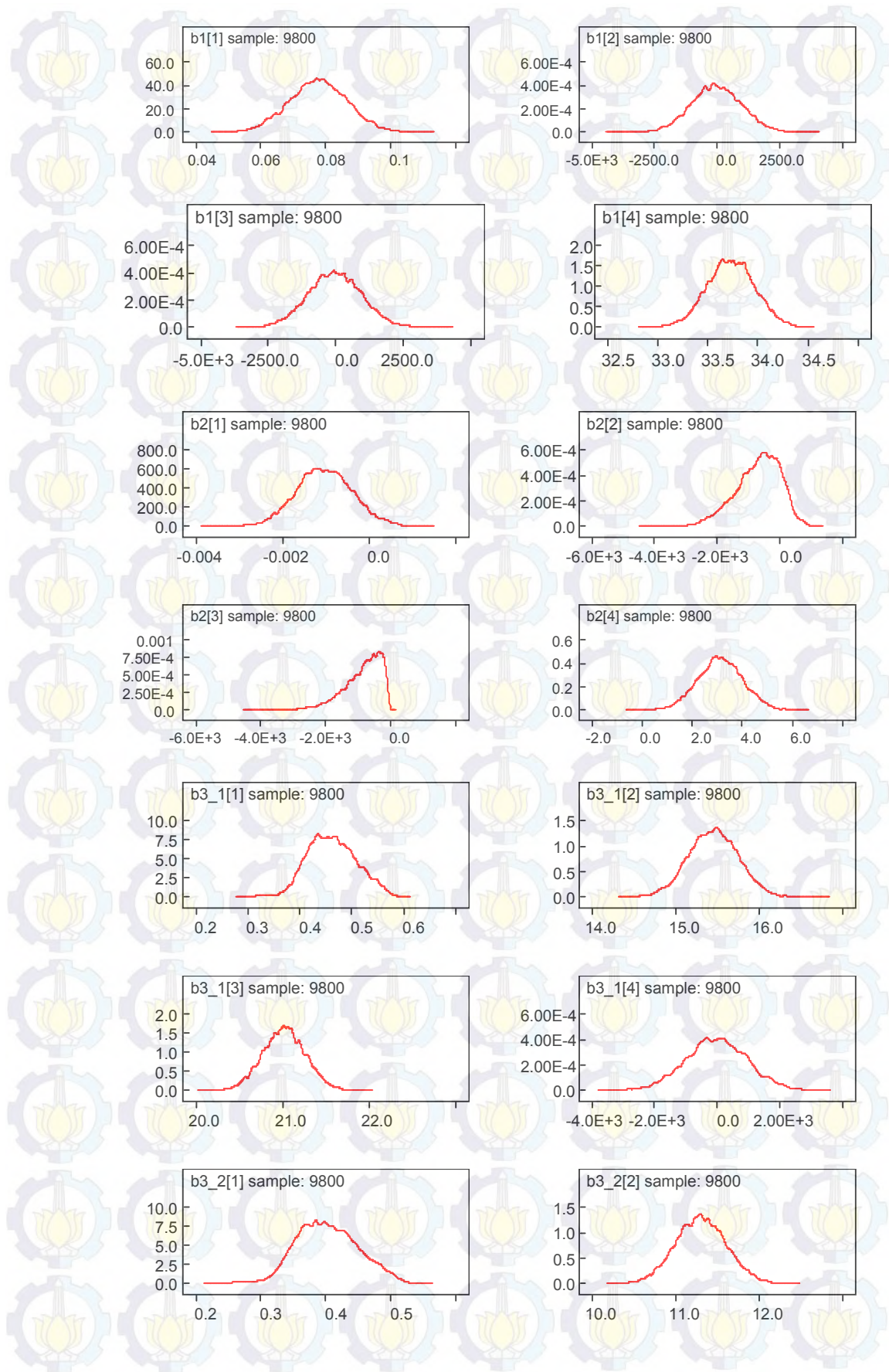


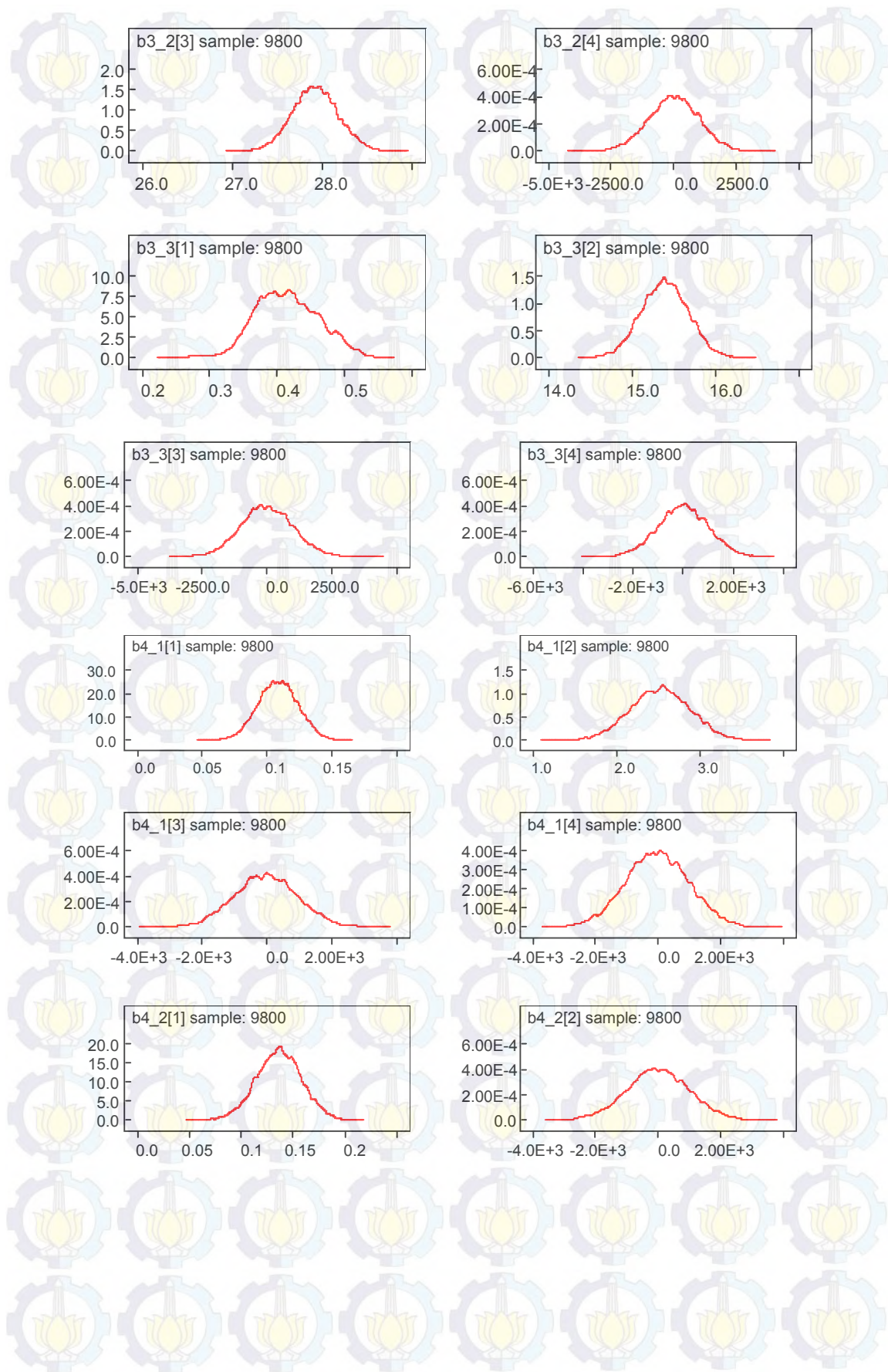


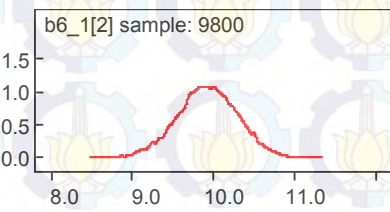
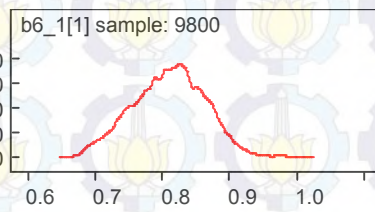
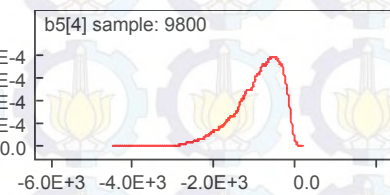
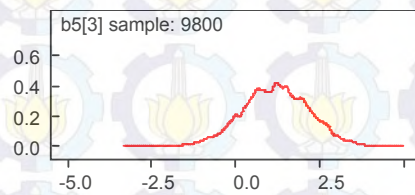
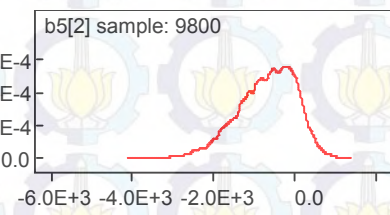
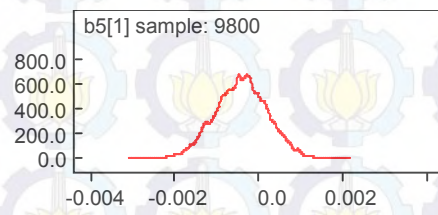
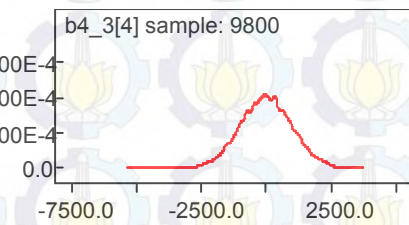
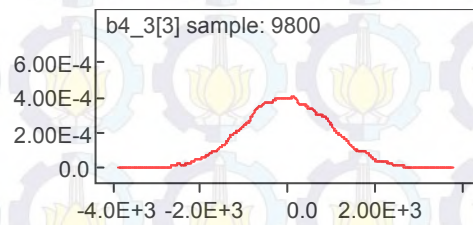
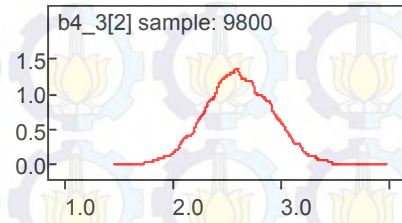
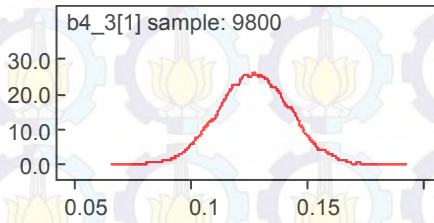
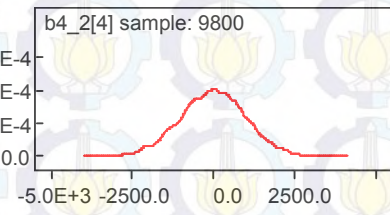
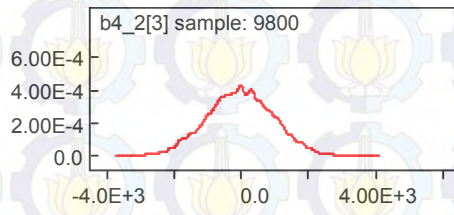


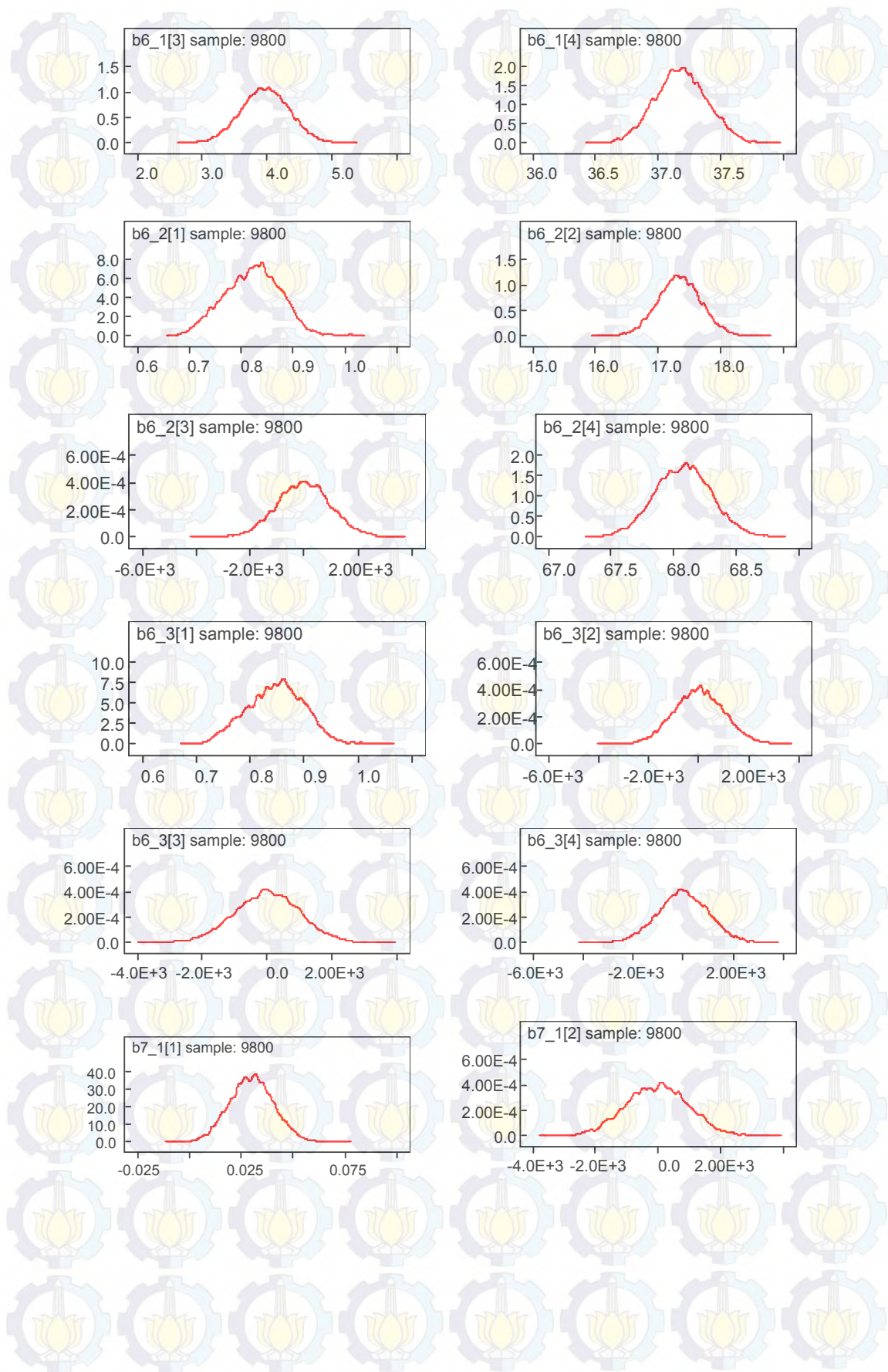
Plot Density

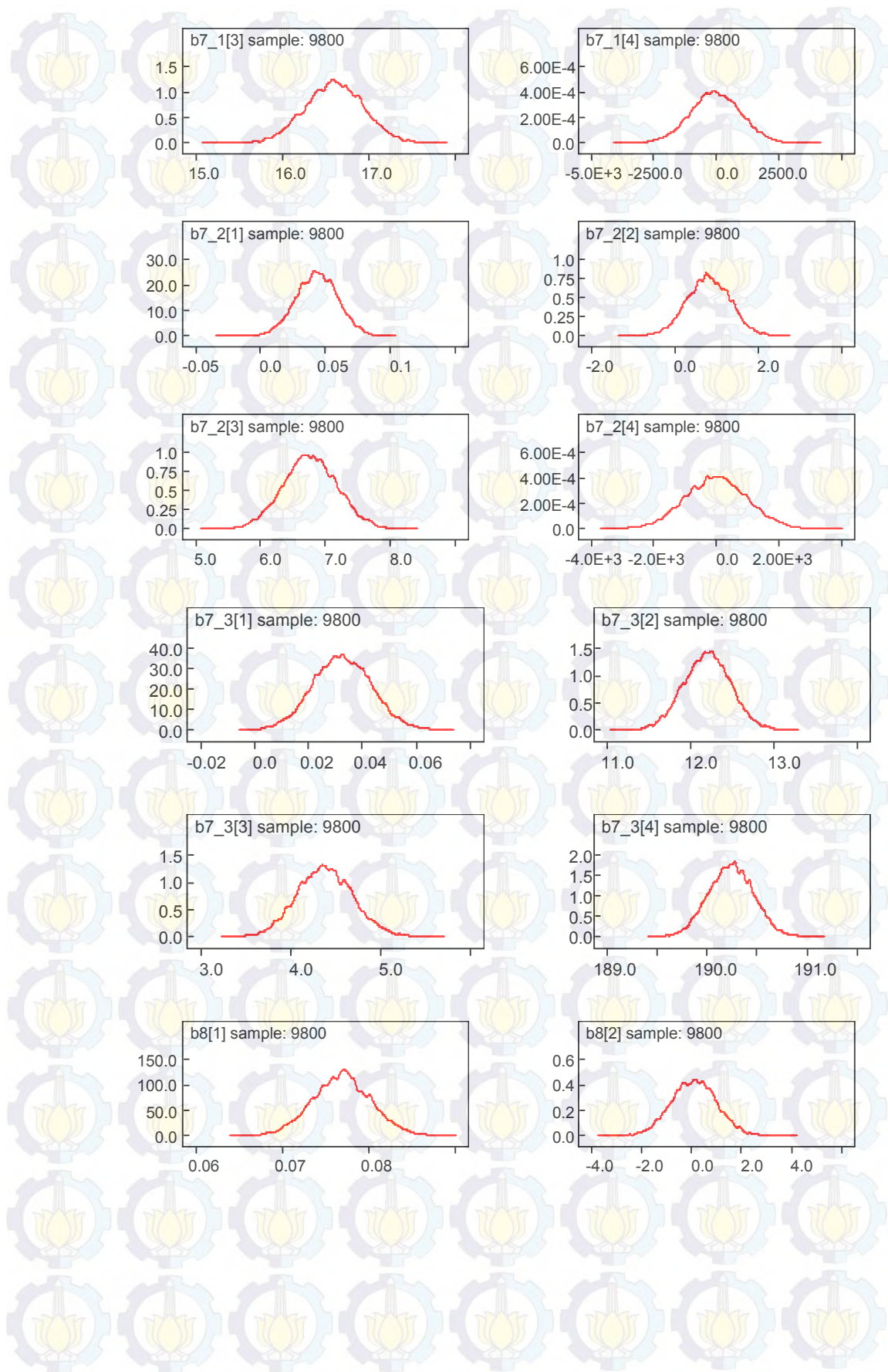


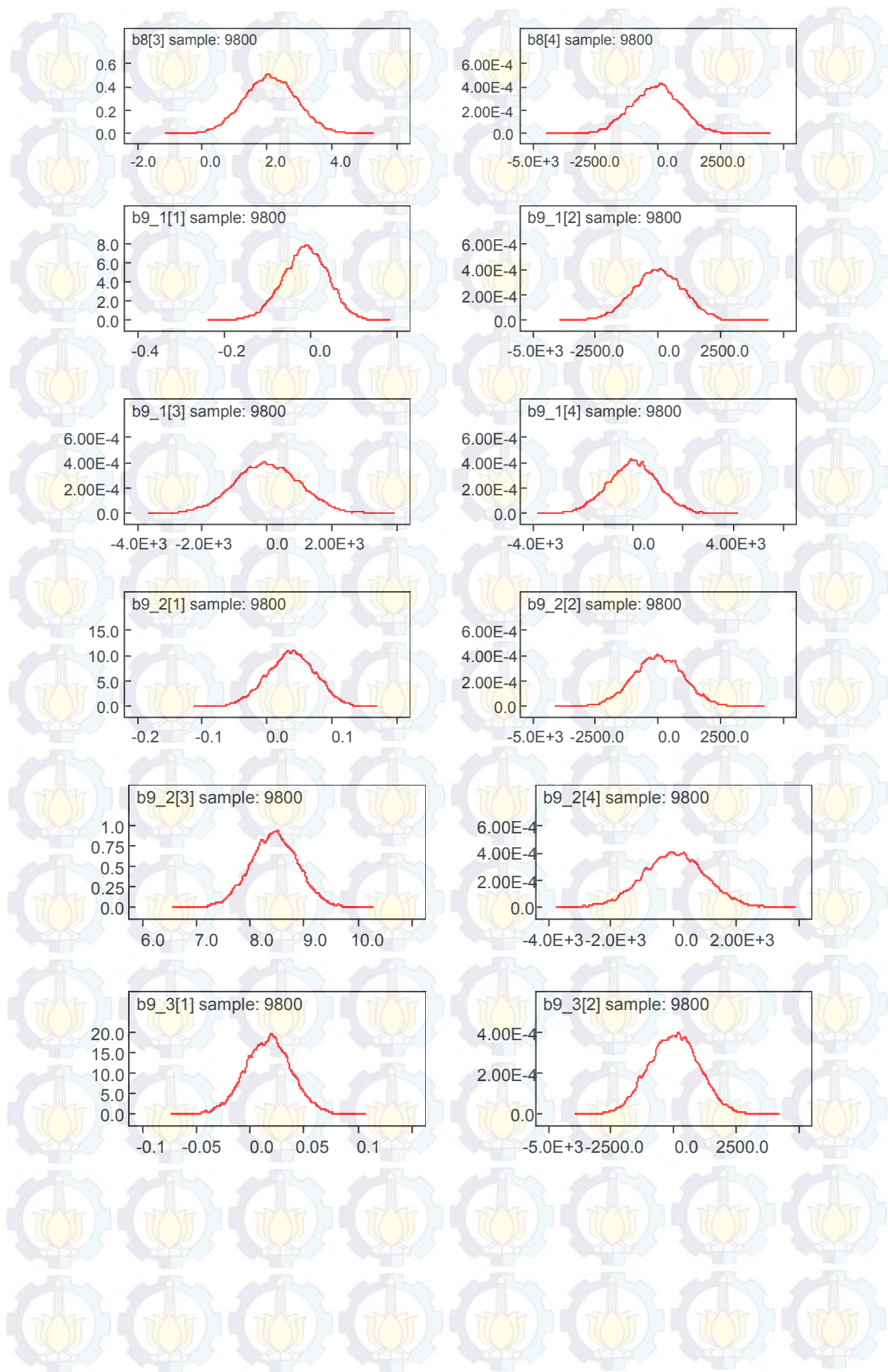


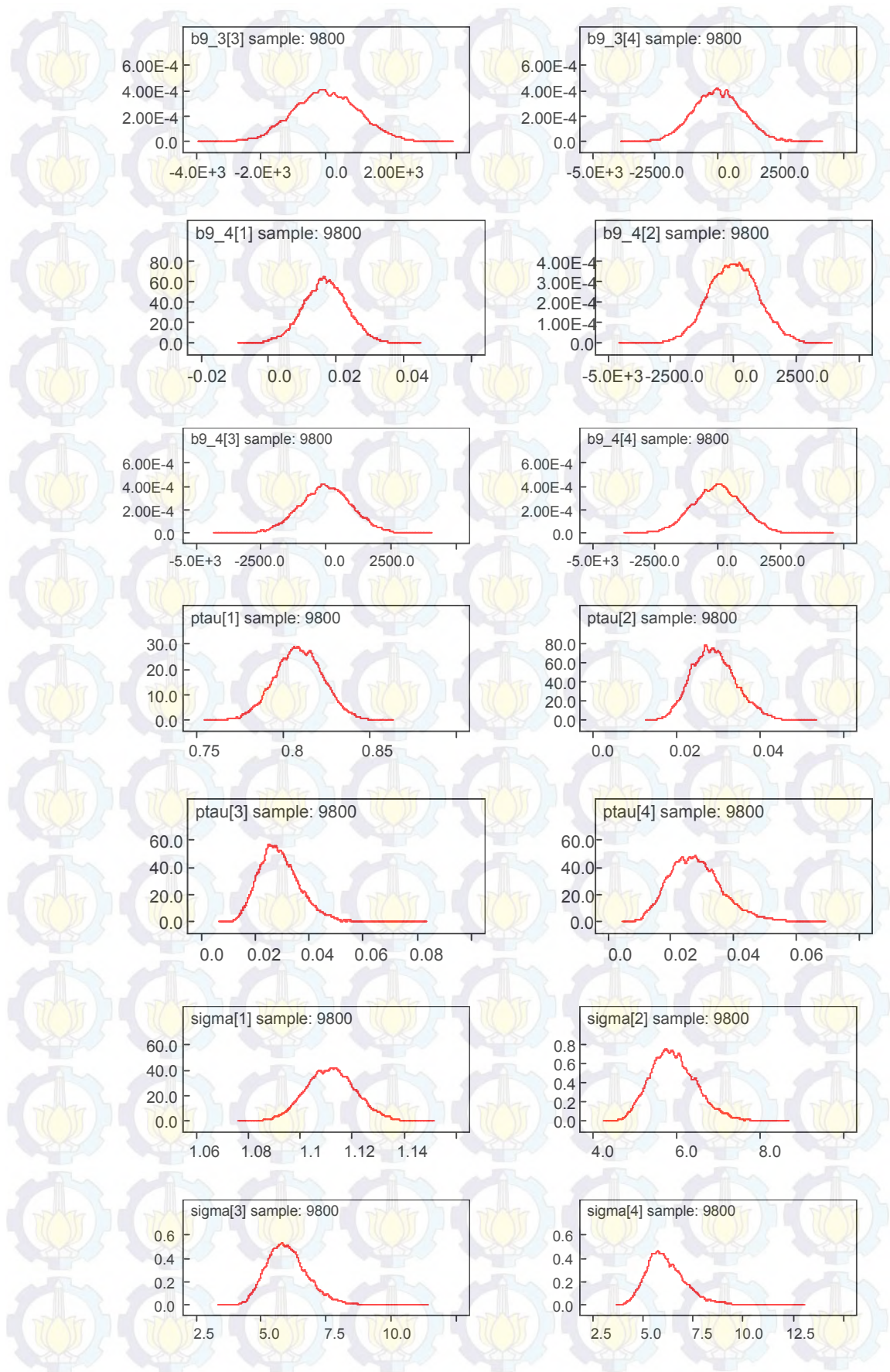




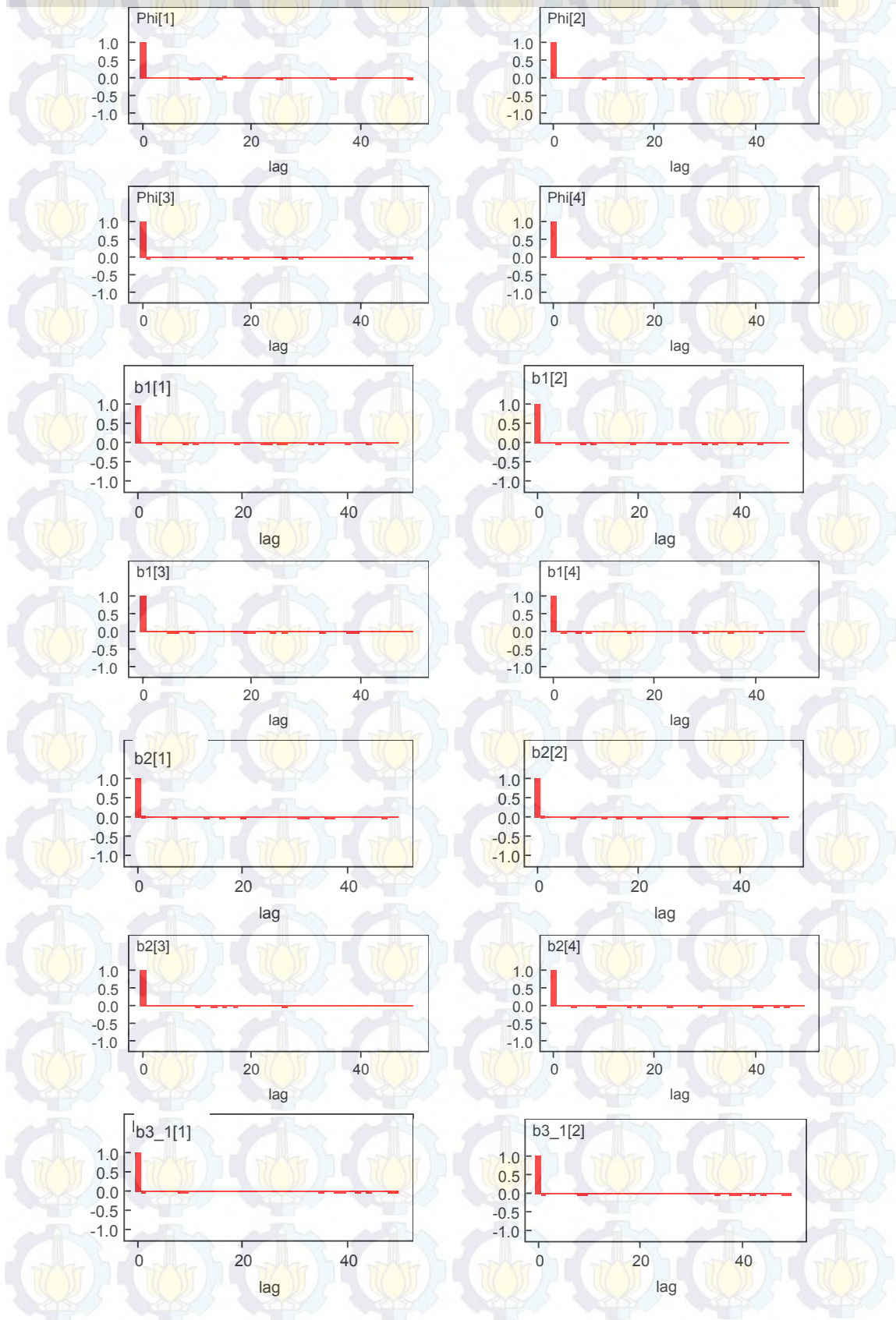


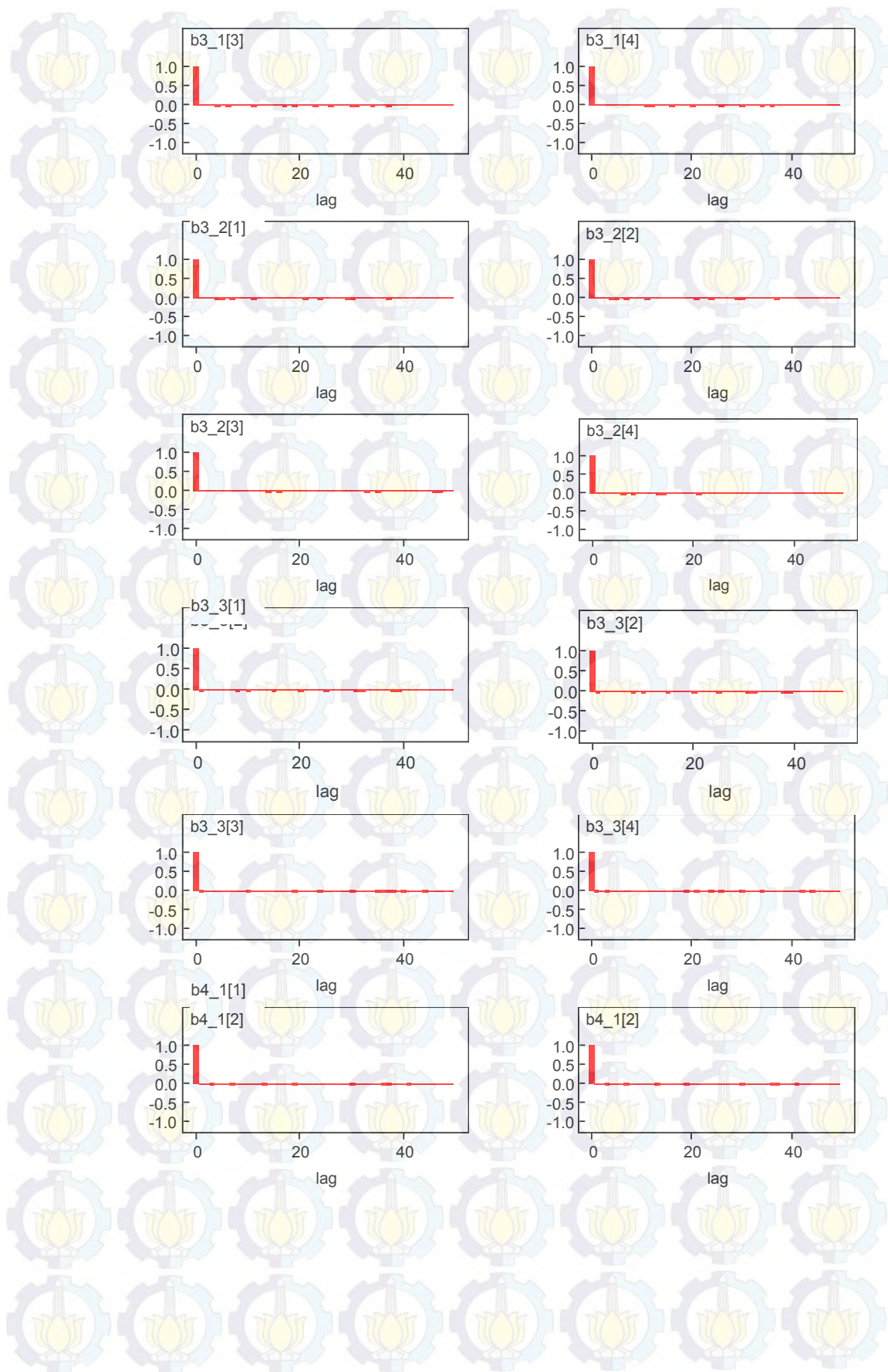


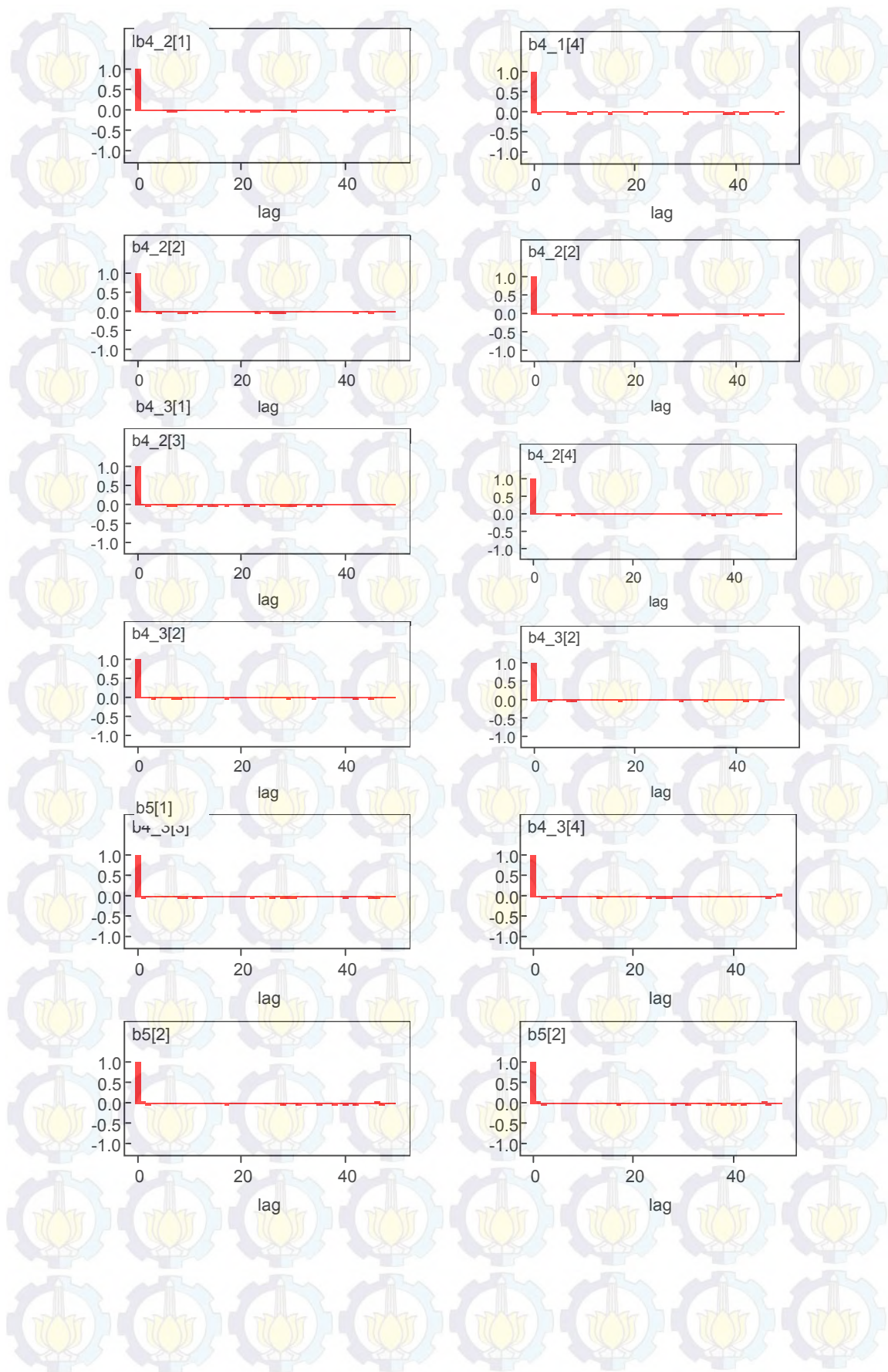


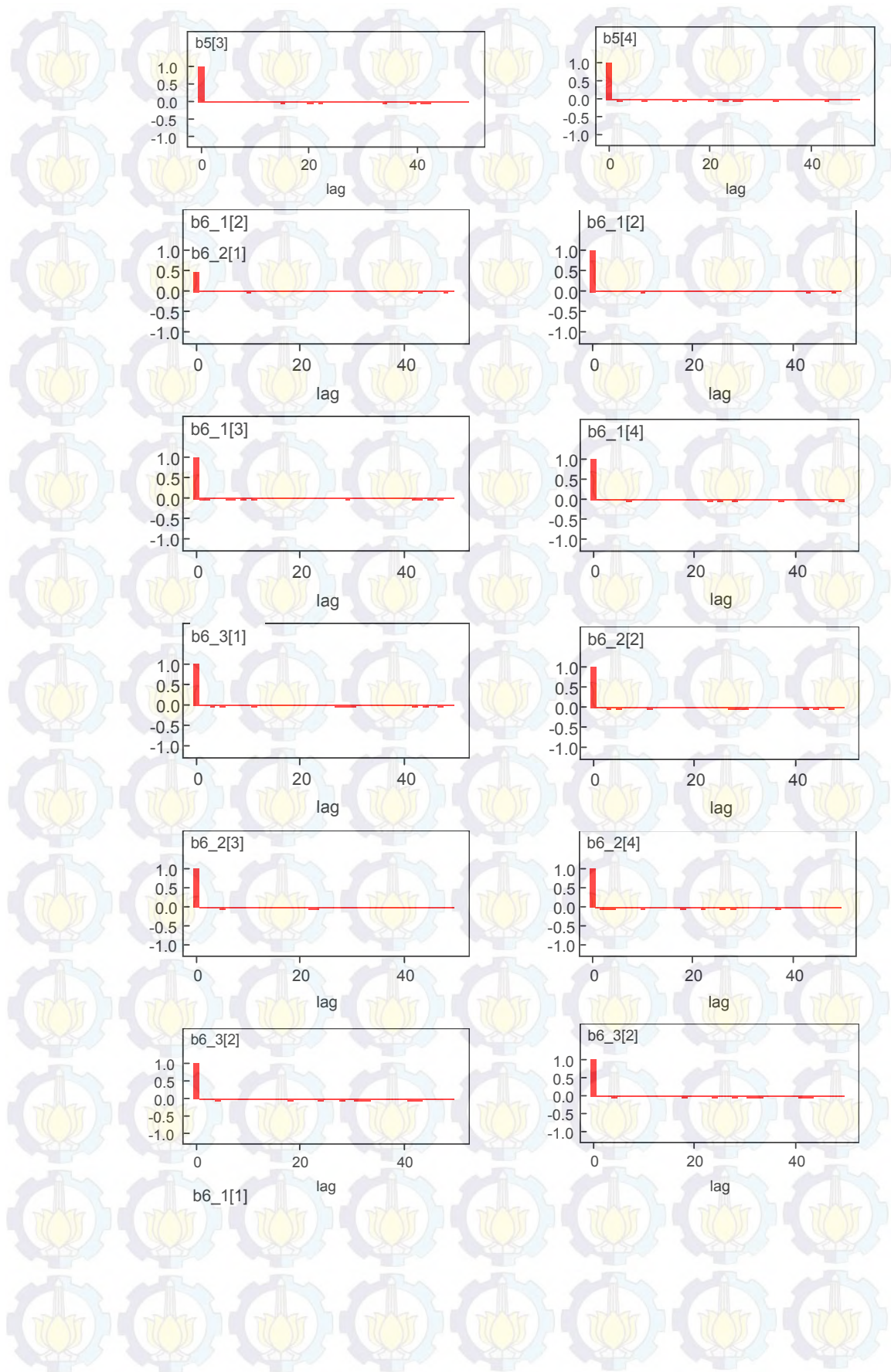


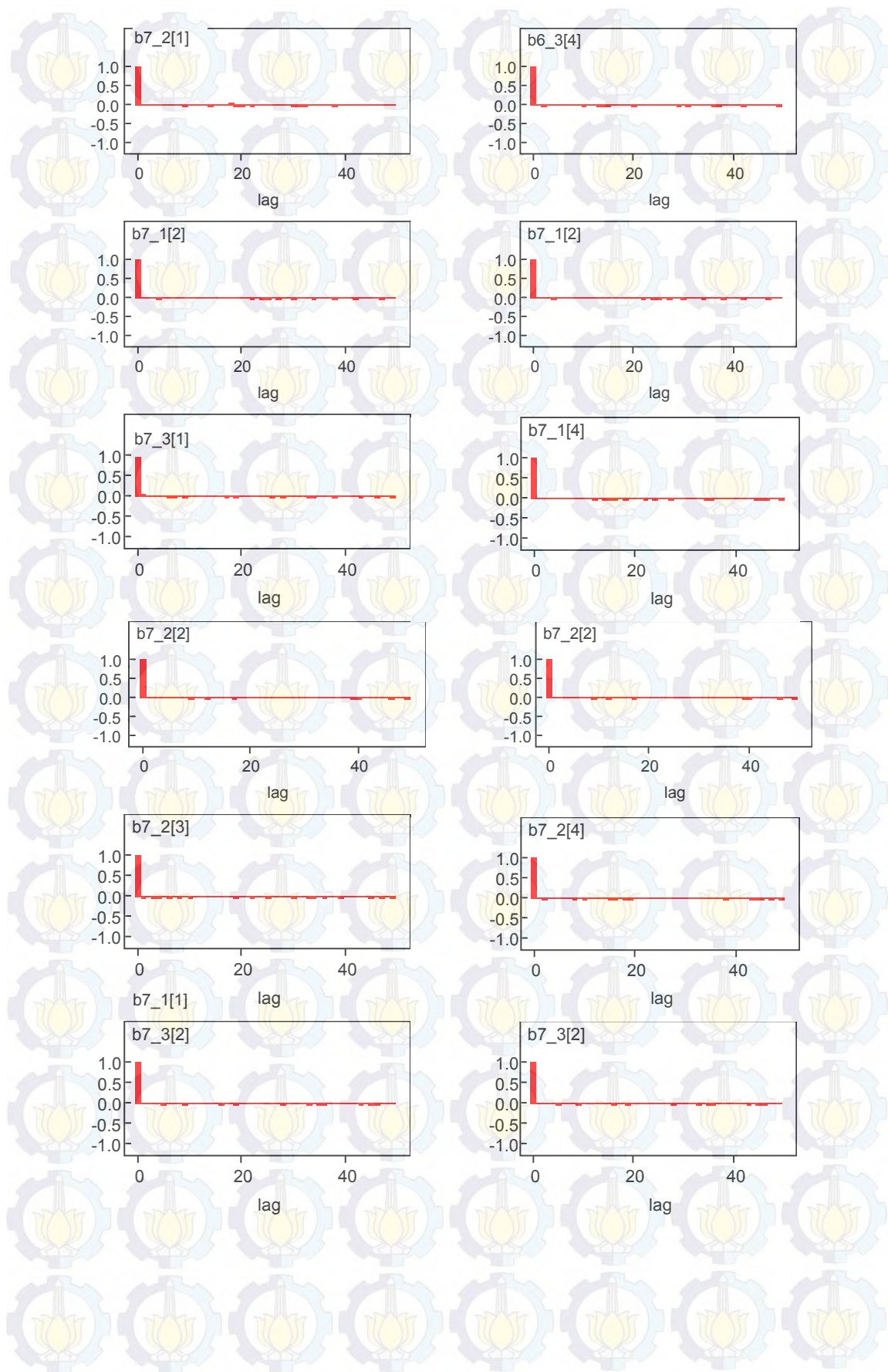
Plot Autocorrelation

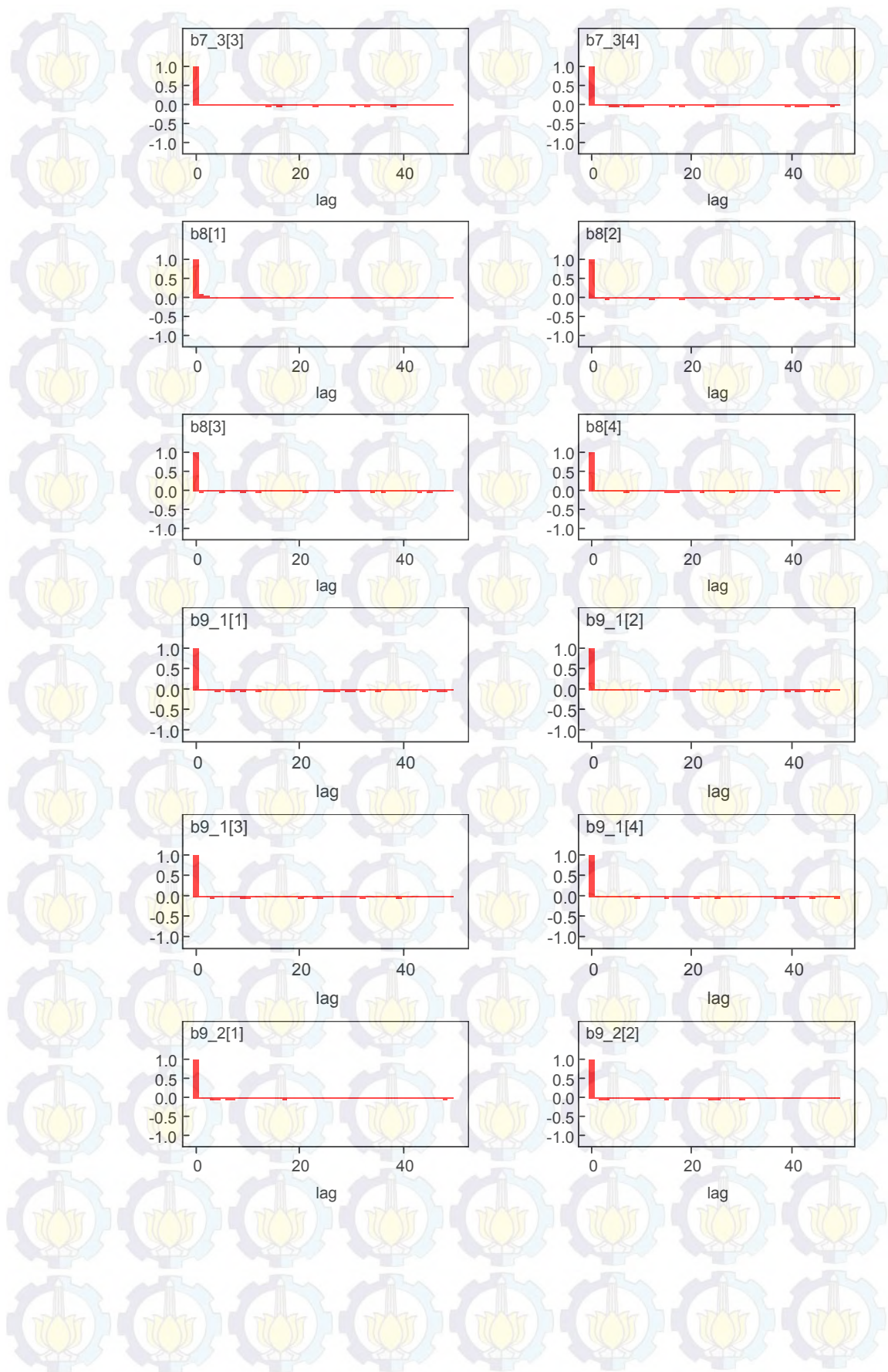


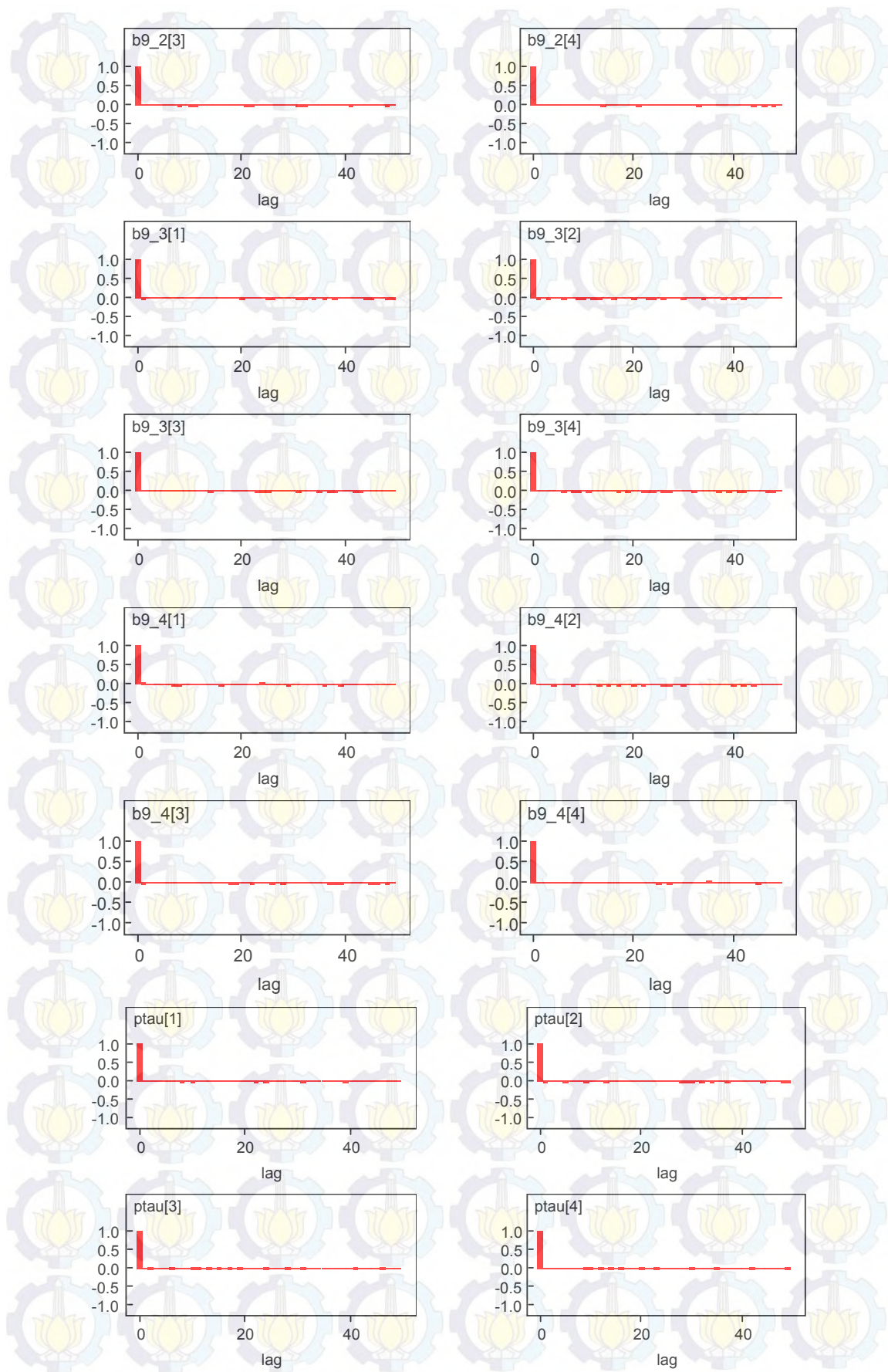


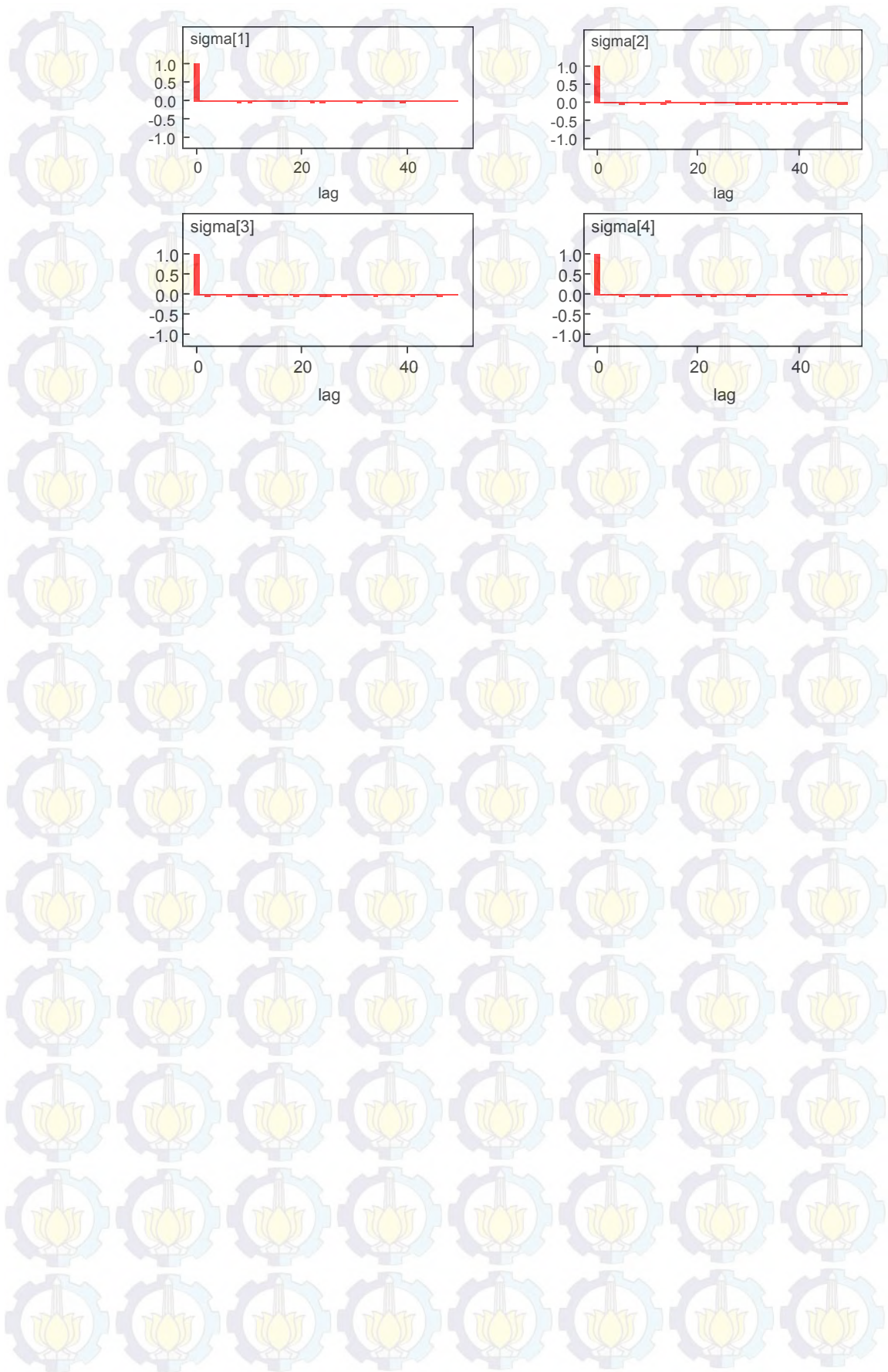












DAFTAR LAMPIRAN

| | | halaman |
|--------------|--|---------|
| Lampiran 1. | Deskriptif Statistik | 137 |
| Lampiran 2. | <i>Cross Tabulation</i> Waktu <i>Survival</i> dengan Variabel Prediktor | 139 |
| Lampiran 3. | <i>Cross Tabulation</i> Waktu <i>Survival</i> dengan Satuan Umur Penggugat | 144 |
| Lampiran 4. | <i>Cross Tabulation</i> Waktu <i>Survival</i> dengan Satuan Umur Tergugat | 145 |
| Lampiran 5. | Pendugaan Distribusi | 146 |
| Lampiran 6. | Pemodelan Regresi <i>Cox Proportional Hazard</i> | 147 |
| Lampiran 7. | <i>Syntax</i> WinBUGS Algoritma RJMCMC | 151 |
| Lampiran 8. | Hasil Algoritma RJMCMC | 152 |
| Lampiran 9. | Deskriptif tiap Komponen <i>Mixture</i> pada 4 Komponen Penyusun | 153 |
| Lampiran 10. | <i>Generalized Linear Model</i> dengan 4 Komponen Penyusun | 158 |
| Lampiran 11. | <i>Syntax Gibbs Sampler</i> Parameter <i>Survival</i> Log Normal 2- parameter dengan 4 Komponen Penyusun | 168 |
| Lampiran 12. | Hasil <i>Gibbs Sampler</i> Parameter <i>Survival</i> Log Normal 2- parameter dengan 4 Komponen Penyusun | 169 |
| Lampiran 13. | <i>Plot History, Density, dan Autocorrelation</i> Parameter <i>Survival</i> Log Normal 2-parameter dengan 4 Komponen Penyusun | 170 |
| Lampiran 14. | <i>Syntax Maple</i> untuk <i>Plot Fungsi Survival</i> | 175 |
| Lampiran 15. | <i>Syntax Maple</i> untuk <i>Plot Fungsi Hazard</i> | 176 |
| Lampiran 16. | <i>Syntax Gibbs Sampler Mixture</i> Log Normal 2-parameter dengan 4 Komponen Penyusun | 177 |
| Lampiran 17. | Hasil <i>Gibbs Sampler Mixture</i> Log Normal 2-parameter dengan 4 Komponen Penyusun | 180 |
| Lampiran 18. | <i>Plot History, Density, dan Autocorrelation Mixture</i> Log Normal 2-parameter dengan 4 Komponen Penyusun | 182 |

